MCBC

Maladies chroniques et blessures au Canada

Volume 32 · numéro 4 · septembre 2012

Dans ce volume

197 Distribution des types de virus du papillome humain, antécédents de dépistage du cancer du col de l'utérus et facteurs de risque d'infection au Manitoba

207 Caractéristiques des bases de données sur les services médicaux au Canada

216 Utilisation d'enquêtes nationales pour la surveillance de la santé mentale des personnes présentant une déficience intellectuelle au Canada

223 Mortalité par maladie cardiovasculaire chez les Premières nations au Canada, 1991-2001

232 Disparités d'espérance de vie selon le revenu dans la ville de Toronto et dans la région de Peel, en Ontario

240 Prévalence de la conformité aux directives en matière d'activité physique pour la prévention du cancer en Alberta

252 Atelier national sur la prévention des chutes : intensifier la coordination pancanadienne

254 Étude sur les blessures, édition 2012 : Pleins feux sur la sécurité routière et dans les transports

Agence de la santé publique du Canada
Public Health Agency of Canada
Canada

Maladies chroniques
et blessures au Canada
une publication de l'Agence
de la santé publique du Canada

Comité de rédaction de MCBC

Howard Morrison, Ph. D.
Rédacteur scientifique en chef

Anne-Marie Ugnat, Ph. D.
Rédactrice scientifique en chef déléguée

Claire Infante-Rivard, M.D., Ph. D., FRCPC
Rédactrice scientifique adjointe

Barry Pless, C.M., M.D., FRCPC
Rédacteur scientifique adjoint

Elizabeth Kristjansson, Ph. D.
Rédactrice scientifique adjointe

Gavin McCormack, Ph. D.
Rédacteur scientifique adjoint

Michelle Tracy, M.A.
Gestionnaire de la rédaction
613-946-6963

Sylvain Desmarais, B.A., B. Ed.
Gestionnaire-adjoint de la rédaction

Lesley Doering, M.T.S.
Agence de la santé publique du Canada

Robert Geneau, Ph. D.
Centre de recherches pour le développement international

Brent Hagel, Ph. D.
University of Calgary

Isra Levy, M.B., FRCPC, FACPM
Santé publique Ottawa

Lesli Mitchell, M.A.
Centers for Disease Control and Prevention

Scott Patten, M.D., Ph. D., FRCPC
University of Calgary

Kerry Robinson, Ph. D.
Agence de la santé publique du Canada

Robert A. Spasoff, M.D.
Université d'Ottawa

Ania Syrowatka, M. Sc.
Université McGill

Andreas T. Wielgosz, M.D., Ph. D., FRCPC
Agence de la santé publique du Canada

Russell Wilkins, M. Urb.
Statistique Canada

Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle présentant des données probantes récentes sur la prévention et la lutte contre les maladies chroniques (c.-à-d. non transmissibles) et les traumatismes au Canada. Selon une formule unique et depuis 1980, la revue publie des articles soumis à une évaluation provenant des secteurs public et privé et rend compte de recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. Tous les articles de fond sont soumis à une évaluation par les pairs; les autres types d'articles ne le sont pas. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCBC, ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Maladies chroniques et blessures au Canada
Agence de la santé publique du Canada
785, avenue Carling,
Indice de l'adresse : 6806B
Ottawa (Ontario) K1A 0K9

Télécopieur : 613-941-2057
Courriel : cdic-mcbc@phac-aspc.gc.ca

Indexée dans Index Medicus/MEDLINE
SciSearch® et Journal Citation Reports/
Science Edition

Promouvoir et protéger la santé des Canadiens grâce au leadership, aux partenariats, à l'innovation et aux interventions en matière de santé publique — Agence de la santé publique du Canada

Publication autorisée par le ministre de la Santé.
© Sa Majesté la Reine du Chef du Canada, représentée par le ministre de la Santé, 2012
ISSN 1925-6531

On peut consulter cette publication par voie électronique dans le site Web www.santepublique.gc.ca/mcbc
Also available in English under the title: Chronic Diseases and Injuries in Canada

Distribution des types de virus du papillome humain, antécédents de dépistage du cancer du col de l'utérus et facteurs de risque d'infection au Manitoba

A. A. Demers, Ph. D. (1,2,3); B. Shearer, Ph. D. (4); A. Severini, M.D. (5); R. Lotocki, M.D., FRCSC (6,7); E. V. Kliewer, Ph. D. (2,3,8); S. Stopera, M. Sc. (9); T. Wong, M.D., FRCPC (1,10); G. Jayaraman, Ph. D. (1,11)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Objectifs : L'objectif de cette étude est l'analyse de la prévalence des infections dues au virus du papillome humain (VPH) dans un échantillon opportuniste de femmes résidant au Manitoba (Canada). Nous avons examiné les facteurs de risque associés aux infections par le VPH et avons établi des liens entre les résultats du typage du VPH et les antécédents de dépistage du cancer du col utérin des participantes.

Méthode : La population étudiée comprenait 592 femmes ayant fréquenté une clinique de dépistage utilisant le test de Papanicolaou (Pap). Après avoir signé un formulaire de consentement, les participantes répondaient à un questionnaire auto-administré sur les facteurs de risque et ont subi un test de Pap classique. Les cellules résiduelles des tests de Pap ont été recueillies et envoyées pour un typage du VPH.

Résultats : L'âge moyen de la population était de 43 ans. En tout, 115 participantes (19,4 %) étaient infectées par le VPH, 89 d'entre elles ayant obtenu un résultat normal au test de Pap. Parmi celles qui étaient positives pour le VPH, 61 (10,3 %) étaient infectées par un VPH à risque élevé (Groupe 1). Le VPH-16 était le type le plus répandu (15/115 : 13,0 % des infections). Les facteurs de risque d'infection par le VPH les plus fréquents étaient le jeune âge, l'origine autochtone, un nombre plus élevé de partenaires sexuels au cours de la vie et un nombre plus élevé de partenaires sexuels au cours de l'année précédente.

Conclusions : La prévalence des types de VPH au Manitoba correspond aux distributions signalées dans d'autres provinces ou territoires. Ces données fournissent des renseignements de base sur la prévalence du VPH de chaque type dans une population non vaccinée et peuvent aider à évaluer l'efficacité du programme de vaccination contre le VPH. En outre, ces données permettent d'effectuer une validation de principe du couplage d'un registre de tests de Pap basé sur une population avec les résultats de tests de laboratoire et une enquête sur les comportements à risque en vue d'évaluer les effets précoces et tardifs de l'infection par le VPH. Cette méthodologie pourrait être appliquée à d'autres provinces ou territoires au Canada disposant de ressources similaires.

Mots clés : infections par le virus du papillome humain, prévalence, facteurs de risque, dysplasie du col de l'utérus, détection précoce du cancer

Introduction

Les programmes publics de vaccination contre le virus du papillome humain (VPH) mis en œuvre dans tout le Canada entre 2007 et 2009 offrent la possibilité de prévenir une grande proportion de condylomes anogénitaux, de lésions cervicales de haut grade et de cancers envahissants liés au VPH[1-6]. Ils peuvent également influencer les pratiques actuelles de dépistage du cancer du col utérin du fait des changements dans la prévalence des anomalies cervicales qu'ils peuvent entraîner[1,7]. Le degré d'impact de ces

Rattachement des auteurs :

1. Centre de la lutte contre les maladies transmissibles et les infections, Agence de la santé publique du Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Département d'épidémiologie et Registre du cancer, ActionCancer Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
3. Département des sciences de la santé communautaire, Université du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
4. Centre international des maladies infectieuses, Winnipeg (Manitoba), Canada
5. Laboratoire national de microbiologie, Agence de la santé publique du Canada, Winnipeg (Manitoba), Canada
6. Oncologie gynécologique, ActionCancer Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
7. Programme de dépistage du cancer de l'utérus du Manitoba (Manitoba), Canada
8. Cancer Control Research, British Columbia Cancer Agency, Vancouver (Colombie-Britannique), Canada
9. Direction de la lutte contre les maladies transmissibles, Santé publique et soins de santé primaires, ministère de la Santé du Manitoba, Winnipeg (Manitoba), Canada
10. Département des maladies infectieuses, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
11. Département d'épidémiologie et de médecine communautaire, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Alain Demers, Centre de la lutte contre les maladies transmissibles et les infections, Agence de la santé publique du Canada, 100, promenade Églantine, pré Tunney, IA 0602C, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-948-8247; téléc. : 613-941-9813; courriel : alain.demers@phac-aspc.gc.ca

programmes dépendra cependant de la distribution des types de VPH, des taux d'infection par type chez les femmes et de la participation aux programmes de vaccination.

L'objectif de cette étude était de déterminer la prévalence de base pour chaque type de virus et les facteurs de risque d'infection par le VPH dans un échantillon opportuniste de femmes fréquentant des cliniques sans rendez-vous au Manitoba (Canada) qui offraient le test de Papanicolaou (Pap) durant une semaine annuelle de sensibilisation au cancer du col de l'utérus. Les données de l'enquête et les résultats du typage du VPH ont été couplés à la base de données du Programme de dépistage du cancer du col de l'utérus du Manitoba (PDCCUM). Le Manitoba est bien placé pour parrainer et effectuer ce type de projet de surveillance parce qu'il dispose de bases de données en population sur le cancer, sur le dépistage du cancer du col de l'utérus, sur les interventions médicales pratiquées par les médecins et sur la vaccination[8]. Ces ressources fournissent des outils solides pour évaluer l'impact du programme de vaccination contre le VPH, l'utilisation du dépistage du cancer du col de l'utérus chez les femmes vaccinées et non vaccinées ainsi que la distribution et les conséquences résultant de la maladie.

Méthode

Cadre de l'étude

Depuis 2003, le PDCCUM organise une semaine annuelle de test de Pap en octobre. Au cours de cette semaine, les femmes sont invitées à se présenter aux cliniques de dépistage par test de Pap sans rendez-vous. L'objectif est d'atteindre celles qui n'ont jamais subi ou n'ont pas subi régulièrement de dépistage du cancer du col de l'utérus. En 2008, 123 cliniques ont participé à la Semaine manitobaine du test de Pap. Parmi elles, 52 ont accepté de participer à cette étude. En plus d'effectuer les tests de Pap classiques, ces cliniques ont recueilli les cellules résiduelles des tests de Pap, les ont placées dans un milieu liquide pour un examen cytologique et ont expédié les échantillons au Laboratoire provincial Cadham à Winnipeg (Manitoba) pour un typage du VPH. Les cliniques participantes ont également supervisé l'administration d'un formulaire de consentement et d'un questionnaire auto-administré sur les facteurs de risque d'infection au VPH.

Population

La population étudiée était composée d'un échantillon opportuniste de femmes âgées de 18 ans et plus provenant de différents milieux ethniques. Les femmes enceintes ont été exclues. Les femmes intéressées à participer à l'étude ont discuté des objectifs avec un employé de la clinique et, après avoir accepté de participer, ont signé un formulaire de consentement et rempli un questionnaire sur les facteurs de risque. Les femmes qui ont décidé de ne pas remplir le questionnaire demeuraient admissibles au test de dépistage du VPH, et leurs résultats ont été inclus dans l'analyse.

De la publicité a été faite sur l'étude au moyen d'affiches dans les cliniques, et les employés en ont parlé aux participantes potentielles. En tout, 1 182 femmes ont subi un dépistage du cancer du col de l'utérus dans les 52 cliniques participantes, et 642 (54 %) ont consenti à participer à l'étude.

Suivi des participantes

Des professionnels de la santé ont reçu les résultats des tests de Pap et du typage du VPH. Les participantes ayant reçu un diagnostic d'anomalies cervicales ont été suivies conformément aux lignes directrices pour la prise en charge des cas dépistés de cancer du col de l'utérus du PDCCUM qui étaient en vigueur au moment de l'étude. Les femmes qui étaient positives pour le VPH à risque élevé et négatives à l'examen cytologique ont été rappelées par les cliniques pour subir un examen plus approfondi, conformément aux lignes directrices du PDCCUM.

Enquête sur les facteurs de risque

L'enquête comportait des questions sur les caractéristiques socio-démographiques et les facteurs de risque pertinents de néoplasie cervicale, notamment l'usage du tabac, celui de contraceptifs oraux, l'activité sexuelle récente, le diagnostic antérieur d'infections transmises sexuellement et le statut à l'égard de la vaccination contre le VPH. Avant d'être utilisé, le questionnaire a été testé pour des lecteurs de niveau de quatrième année.

Traitement des échantillons cervicaux et détection et typage du VPH

La méthode Luminex est une technique mise au point par le Laboratoire national de microbiologie et qui permet de détecter 45 types de VPH, dont 23 des 25 types à risque élevé (définis par le Centre international de recherche sur le cancer) appartenant aux Groupes 1, 2a et 2b : types 16, 18, 26, 30, 31, 33, 35, 39, 45, 51, 52, 53, 56, 58, 59, 66, 67, 68, 69, 70, 73, 82 et 85 du VPH[9]. On retrouve également 22 types considérés comme à faible risque ou à risque inconnu : types 6, 11, 13, 32, 40, 42, 43, 44, 54, 61, 62, 71, 72, 74, 81, 83, 84, 86, 87, 89, 90 et 91 du VPH. Pour résumer, les échantillons placés dans un milieu de transport viral ont été centrifugés et leur ADN a été extrait du culot résultant à l'aide d'une trousse d'extraction de l'ADN MagnaZorb[10,11]. L'ADN a été amplifié par polymérase (PCR) nichée, la série générale d'amorces PGMY étant utilisée pour le premier cycle[12] et la série d'amorces GP5+/GP6+ pour le second cycle[13]. Cette méthode permet d'amplifier un fragment de la région L1 du génome du VPH (d'environ 150 paires de bases en longueur). La qualité de l'échantillon d'ADN pour la PCR a été vérifiée par co-amplification du gène de la bêta-globine humaine. Les produits de la PCR ont été détectés visuellement par électrophorèse sur gel[13-16].

L'ADN du VPH a été détecté et typé par hybridation sur des microsphères couplées à des sondes spécifiques pour les 45 types de VPH selon la technologie xMAP Luminex*. La spécificité et la sensibilité de cette méthode ont été mesurées pour les 45 types de VPH au moyen d'ADN de VPH clonés. Une comparaison entre la trousse LinearArray (Roche)[17] et d'autres trousses de génotypage

* http://www.luminexcorp.com/

du VPH a révélé que la méthode Luminex était équivalente aux autres méthodes commerciales de génotypage[18].

Analyse des données

Nous avons couplé les résultats du typage du VPH et les résultats d'enquête avec la base de données du PDCCUM en utilisant un identificateur unique afin d'obtenir les résultats des tests de Pap effectués durant la Semaine du test de Pap 2008 ainsi que les antécédents de dépistage du cancer du col de l'utérus des participantes consentantes. Des analyses de régression logistique unidimensionnelle et multidimensionnelle ont servi à calculer les rapports de cotes (RC) et les intervalles de confiance (IC) à 95 % utilisés comme estimations du risque relatif de détection du VPH associé aux diverses variables prédictives. Comme la prévalence du VPH est plus élevée chez les femmes de moins de 30 ans, les résultats ont été compilés en différenciant ceux pour les femmes de moins de 30 ans et ceux pour les femmes de 30 ans et plus. Les types de VPH ont été regroupés selon la méthode de Bouvard et collab[9]. et de Villiers et collab.[19].

Le protocole a été approuvé par les comités d'éthique pour la recherche de Santé Canada/Agence de la santé publique du Canada et de l'Université du Manitoba.

Résultats

Les échantillons de tissus prélevés chez les 642 femmes qui ont consenti à participer à l'étude ont été soumis à un test de dépistage de l'infection par le VPH. Parmi les participantes, 33 n'ont pas rempli le formulaire de consentement et ont été exclues des analyses. Dix-sept autres ont été exclues parce que leurs échantillons étaient inadéquats. La population de l'étude comptait donc 592 participantes, dont 527 ayant répondu au questionnaire. L'âge moyen de la population étudiée était de 43 ans (âge médian : 44). L'âge moyen des femmes infectées était de 35 ans (âge médian : 31 ans), et l'âge moyen des femmes non infectées était de 45 ans (âge médian : 46 ans). La majorité des participantes provenaient de régions rurales (66,3 %) et le reste de Winnipeg et de Brandon.

Résultats de l'enquête

Les variables associées à l'infection par le VPH ont fait l'objet d'une analyse unidimensionnelle et sont présentées dans le tableau 1. Les résultats ont été ventilés entre les femmes de moins de 30 ans (appelées « plus jeunes ») et celles de 30 ans et plus (appelées « plus âgées ») pour tenir compte de la plus forte prévalence des infections à VPH chez les plus jeunes. Chez les plus âgées, l'infection par le VPH était associée à une origine autochtone et une situation financière décrite par les participantes comme étant difficile. Comparativement aux non-fumeuses, les participantes qui fumaient couraient un plus grand risque d'être positives pour le VPH, quel que soit l'âge. L'absence d'antécédents d'infections transmises sexuellement (ITS) protégeait contre l'infection par le VPH dans les deux groupes d'âge. Les femmes qui comptaient un plus grand nombre de partenaires sexuels au cours de leur vie ou un plus grand nombre de partenaires sexuels au cours de l'année écoulée étaient plus nombreuses à être positives pour le VPH. Les femmes plus jeunes qui n'entretenaient pas de relation stable étaient plus nombreuses à être positives pour le VPH que celles qui avaient une relation stable ou étaient plus âgées.

Dans l'analyse de régression logistique multidimensionnelle, le fait d'être plus jeune (RC = 0,97; IC à 95 % : 0,95 à 0,99; l'âge étant traité comme une variable continue), d'avoir une origine autochtone (RC = 4,83; IC à 95 % : 2,70 à 8,65; comparativement à l'origine non autochtone) et d'avoir eu deux partenaires sexuels ou plus au cours de l'année écoulée (RC = 2,04; IC à 95 % : 1,20 à 3,47; comparativement à un ou aucun partenaire sexuel) étaient des prédicteurs significatifs de résultats positifs pour le VPH. Les variables qui n'étaient pas des prédicteurs significatifs de l'infection par le VPH dans le modèle multidimensionnel étaient les suivantes : l'usage actuel de tabac (oui/non), des antécédents de tests de Pap (oui/non), des antécédents d'anomalies cervicales (oui/non) et le fait d'avoir eu au moins deux examens de dépistage consécutifs au cours d'une année (oui/non).

Antécédents de test de Pap selon les déclarations et d'après le registre

Les femmes plus âgées qui n'avaient subi aucun test de Pap entre 2001 (l'année où la base de données du PDCCUM a débuté) et octobre 2008 couraient un plus grand risque d'être positives pour le VPH (tableau 1; données du PDCCUM). Une tendance similaire a été observée pour les antécédents déclarés de test de Pap, bien que le nombre de répondantes n'ayant jamais subi de test de Pap ait été faible. Les femmes plus jeunes qui ont déclaré n'avoir jamais subi de test de Pap couraient un risque plus faible d'être infectées par le VPH, mais cette tendance n'a pas été observée lorsque les analyses ont porté sur les données du PDCCUM.

Infections par le VPH et résultats cytologiques

En tout, 115 participantes (19 %) se sont révélées positives au test d'infection par VPH (tableau 2). Dans l'ensemble, 33 % (38/115) de ces infections ont été détectées chez des participantes âgées de moins de 25 ans. Les femmes de ce groupe d'âge étaient également plus nombreuses à être infectées par les types de VPH du Groupe 1 (44 %; 27/61) que par les types du Groupe 2 (21 %; 4/19). Les types 6 et 11 du VPH n'ont pas été détectés chez les femmes de 30 ans et plus, alors que les types 16 et 18 (mais surtout 16) ont été détectés dans un plus large éventail d'âges. Un quart des femmes infectées (26 %; 30/115) présentaient de multiples infections par le VPH, c'est-à-dire qu'elles étaient infectées par plus d'un type de VPH.

Parmi les femmes de l'étude ayant obtenu un résultat normal au test de Pap, 17 % (89/517) étaient positives pour une infection par le VPH, et 9 % (46/517) étaient infectées par un VPH du Groupe 1 (tableau 3). Dans l'ensemble, 7 % (41/592) de toutes les participantes ont obtenu un résultat anormal au test de Pap. Une infection par le VPH (tous types confondus) a été décelée chez 11 % des participantes ayant obtenu des résultats insatisfaisants (2/18), 32 % de celles qui présentaient une atypie des cellules malpighiennes de signification indéterminée (ASC-US; 6/19), 63 % des cas de lésion malpighienne intra-épithéliale

TABLEAU 1
Résultats d'enquête selon l'âge et le statut à l'égard de l'infection par le VPH

Variables[a]	Categories	Âge < 30 ans			Âge ≥ 30 ans		
		VPH – (n = 75)	VPH+(n = 56)	RC (IC à 95 %)	VPH – (n = 402)	VPH+(n = 59)	RC (IC à 95 %)
		n %	n %		n %	n %	
Origine ethnique	Autochtone	18 (24,0)	19 (33,9)	1,7 (0,7 à 3,8)	58 (14,4)	18 (30,5)	**3,3 (1,7 à 6,4)**
	Blanc	38 (50,7)	24 (42,9)	Référence	276 (68,7)	26 (44,1)	Référence
	Autre	10 (13,3)	3 (5,4)	0,5 (0,1 à 1,9)	26 (6,5)	5 (8,5)	2,0 (0,7 à 5,8)
	Non indiquée	9 (12,0)	10 (17,9)	1,8 (0,6 à 5,0)	42 (10,4)	10 (16,9)	**2,5 (1,1 à 5,6)**
Situation financière	Difficile	5 (6,7)	5 (8,9)	1,3 (0,3 à 4,9)	19 (4,7)	6 (10,2)	**3,3 (1,2 à 9,4)**
	Moyenne	20 (26,7)	14 (25,0)	0,9 (0,4 à 2,1)	110 (27,4)	18 (30,5)	1,7 (0,9 à 3,4)
	Bonne	32 (42,7)	25 (44,6)	Référence	201 (50,0)	19 (32,2)	Référence
	Très bonne	9 (12,0)	2 (3,6)	0,3 (0,1 à 1,4)	32 (8,0)	5 (8,5)	1,7 (0,6 à 4,7)
	Non indiquée	9 (12,0)	10 (17,9)	1,4 (0,5 à 4,0)	40 (10,0)	11 (18,6)	**2,9 (1,3 à 6,5)**
Niveau de scolarité	École secondaire ou moins	28 (37,3)	19 (33,9)	Référence	139 (34,6)	18 (30,5)	Référence
	Collège	14 (18,7)	8 (14,3)	0,8 (0,3 à 2,4)	114 (28,4)	15 (25,4)	1,0 (0,5 à 2,1)
	Université	25 (33,3)	19 (33,9)	1,1 (0,5 à 2,6)	110 (27,4)	16 (27,1)	1,1 (0,5 à 2,3)
	Non indiqué	8 (10,7)	10 (17,9)	1,8 (0,6 à 5,5)	39 (9,7)	10 (16,9)	2,0 (0,8 à 4,6)
Usage actuel de tabac	Oui	21 (28,0)	23 (41,1)	**2,5 (1,1 à 5,7)**	101 (25,1)	24 (40,7)	**2,5 (1,3 à 5,0)**
	Ancienne fumeuse	7 (9,3)	6 (10,7)	2,0 (0,6 à 6,7)	103 (25,6)	11 (18,6)	1,1 (0,5 à 2,6)
	N'a jamais fumé	39 (52,0)	17 (30,4)	Référence	159 (39,6)	15 (25,4)	Référence
	Non indiqué	8 (10,7)	10 (17,9)	**2,9 (1,0 à 8,5)**	39 (9,7)	9 (15,3)	**2,5 (1,0 à 6,0)**
Usage actuel de contraceptifs oraux	Oui	24 (32,0)	15 (26,8)	0,7 (0,3 à 1,6)	18 (4,5)	3 (5,1)	1,3 (0,4 à 4,6)
	Non	31 (41,3)	27 (48,2)	Référence	292 (72,6)	38 (64,4)	Référence
	Ne sait pas	2 (2,7)	1 (1,8)	—	1 (0,2)	1 (1,7)	—
	Non indiqué	18 (24,0)	13 (23,2)	0,8 (0,3 à 2,0)	91 (22,6)	17 (28,8)	1,4 (0,8 à 2,7)
Antécédents de test de Pap	Oui	47 (62,7)	41 (73,2)	Référence	357 (88,8)	46 (78,0)	Référence
	Non	20 (26,7)	5 (8,9)	**0,3 (0,1 à 0,8)**	7 (1,7)	2 (3,4)	2,2 (0,4 à 11,0)
	Ne sait pas	0 (0,0)	0 (0,0)	—	0 (0,0)	2 (3,4)	—
	Non indiqués	8 (10,7)	10 (17,9)	1,4 (0,5 à 4,0)	38 (9,5)	9 (15,3)	1,8 (0,8 à 4,0)
Antécédents d'ITS	Oui	15 (20,0)	18 (32,1)	Référence	55 (13,7)	15 (25,4)	Référence
	Non	52 (69,3)	24 (42,9)	**0,4 (0,2 à 0,9)**	286 (71,1)	29 (49,2)	**0,4 (0,2 à 0,7)**
	Ne sait pas	0 (0,0)	4 (7,1)	—	20 (5,0)	6 (10,2)	—
	Non indiqués	8 (10,7)	10 (17,9)	1,0 (0,3 à 3,3)	41 (10,2)	9 (15,3)	0,8 (0,3 à 2,0)
Nombre d'enfants	Aucun	44 (58,7)	29 (51,8)	Référence	48 (11,9)	10 (16,9)	Référence
	1	10 (13,3)	9 (16,1)	1,4 (0,5 à 3,8)	33 (8,2)	10 (16,9)	1,5 (0,5 à 3,9)
	2	7 (9,3)	5 (8,9)	1,1 (0,3 à 3,7)	113 (28,1)	9 (15,3)	**0,4 (0,2 à 1,0)**
	3 et plus	4 (5,3)	2 (3,6)	0,8 (0,1 à 4,4)	167 (41,5)	21 (35,6)	0,6 (0,3 à 1,4)
	Non indiqué	10 (13,3)	11 (19,6)	1,7 (0,6 à 4,4)	41 (10,2)	9 (15,3)	1,1 (0,4 à 2,8)
Nombre de partenaires sexuels au cours de la dernière année	0	7 (9,3)	2 (3,6)	0,7 (0,1 à 3,8)	74 (18,4)	11 (18,6)	1,4 (0,7 à 2,9)
	> 0[b]	0 (0,0)	1 (1,8)	—	7 (1,7)	1 (1,7)	—
	1	48 (64,0)	19 (33,9)	Référence	280 (69,7)	30 (50,8)	Référence
	2 ou plus	15 (20,0)	26 (46,4)	**4,4 (1,9 à 10,0)**	12 (3,0)	11 (18,6)	**8,6 (3,5 à 21,1)**
	Non indiqué	5 (6,7)	8 (14,3)	**4,0 (1,2 à 13,9)**	29 (7,2)	6 (10,2)	**1,9 (0,7 à 5,0)**
Nombre de partenaires sexuels à vie	0	6 (8,0)	2 (3,6)	1,0 (0,2 à 5,6)	12 (3,0)	3 (5,1)	3,3 (0,9 à 13,0)
	> 0[b]	5 (6,7)	1 (1,8)	—	23 (5,7)	4 (6,8)	—
	1–4	36 (48,0)	12 (21,4)	Référence	227 (56,5)	17 (28,8)	Référence
	≥ 5	24 (32,0)	33 (58,9)	**4,1 (1,8 à 9,5)**	111 (27,6)	28 (47,5)	**3,4 (1,8 à 6,4)**
	Non indiqué	4 (5,3)	8 (14,3)	**6,0 (1,5 à 23,5)**	29 (7,2)	7 (11,9)	**3,2 (1,2 à 8,4)**
Relation anale non protégée au cours de la dernière année	Oui	14 (18,7)	10 (17,9)	0,9 (0,4 à 2,4)	38 (9,5)	7 (11,9)	0,8 (0,3 à 1,8)
	Non	52 (69,3)	35 (62,5)	Référence	307 (76,4)	43 (72,9)	Référence
	Ne sait pas	0 (0,0)	1 (1,8)	—	3 (0,7)	0 (0,0)	—
	Non indiquée	9 (12,0)	10 (17,9)	1,6 (0,5 à 5,2)	54 (13,4)	9 (15,3)	0,9 (0,3 à 2,6)

Suite page suivante

TABLEAU 1 (Suite)
Résultats d'enquête selon l'âge et le statut à l'égard de l'infection par le VPH

Variables[a]	Categories	Âge < 30 ans			Âge ≥ 30 ans		
		VPH – (n = 75)	VPH+(n = 56)	RC (IC à 95 %)	VPH – (n = 402)	VPH+(n = 59)	RC (IC à 95 %)
		n %	n %		n %	n %	
Relation stable actuellement	Oui	54 (72,0)	23 (41,1)	Référence	289 (71,9)	35 (59,3)	Référence
	Non	11 (14,7)	19 (33,9)	**4,1 (1,7 à 9,9)**	64 (15,9)	12 (20,3)	1,5 (0,8 à 3,1)
	Pas sûre	1 (1,3)	4 (7,1)	—	4 (1,0)	3 (5,1)	—
	Non indiquée	9 (12,0)	10 (17,9)	2,6 (0,9 à 7,3)	45 (11,2)	9 (15,3)	1,7 (0,7 à 3,7)
Nombre total de tests de Pap[b]	0	22 (29,3)	14 (25,0)	0,8 (0,3 à 1,8)	43 (10,7)	11 (18,6)	**2,1 (1,0 à 4,5)**
	1–4	30 (40,0)	25 (44,6)	Référence	270 (67,2)	33 (55,9)	Référence
	5 ou +	23 (30,7)	17 (30,4)	0,9 (0,4 à 2,0)	89 (22,1)	15 (25,4)	1,4 (0,7 à 2,7)
Nombre total de colposcopies[c]	0	64 (85,3)	49 (87,5)	Référence	379 (94,3)	55 (93,2)	Référence
	1 ou+	11 (14,7)	7 (12,5)	0,8 (0,3 à 2,3)	23 (5,7)	4 (6,8)	1,2 (0,4 à 3,6)
Pire résultat cytologique[c]	Aucun antécédent	22 (29,3)	14 (25,0)	1,0 (0,5 à 2,4)	43 (10,7)	11 (18,6)	**2,0 (1,0 à 4,3)**
	Normal	42 (56,0)	26 (46,4)	Référence	323 (80,3)	40 (67,8)	Référence
	Autre que normal	11 (14,7)	16 (28,6)	2,4 (0,9 à 5,8)	36 (9,0)	8 (13,6)	1,8 (0,8 à 4,1)
Pire résultat histologique[c]	Aucun antécédent	64 (85,3)	49 (87,5)	Référence	379 (94,3)	55 (93,2)	Référence
	Normal	3 (4,0)	2 (3,6)	0,9 (0,1 à 5,4)	12 (3,0)	1 (1,7)	0,6 (0,1 à 4,5)
	Autre que normal	8 (10,7)	5 (8,9)	0,8 (0,3 à 2,7)	11 (2,7)	3 (5,1)	1,9 (0,5 à 6,9)

Abréviations : ASC H, cellules malpighiennes atypiques – on ne peut écarter une lésion de haut grade; ASC US, atypie des cellules malpighiennes de signification indéterminée; HSIL, lésions malpighiennes intra épithéliales de haut grade; IC, intervalle de confiance; ITS, infection transmise sexuellement; LSIL, lésions malpighiennes intra épithéliales de bas grade; NIC, néoplasie intra épithéliale cervicale; Pap, Papanicolaou; RC, rapport de cotes; VPH, virus du papillome humain; VPH – , négative pour le VPH; VPH + , positive pour le VPH.

Remarque : Les valeurs en caractères gras sont significatives.

[a] Ces variables sont toutes auto déclarées.

[b] Valeur obtenue en combinant l'information sur le nombre d'enfants et les questions sur l'activité sexuelle.

[c] Données du Programme de dépistage du cancer du col de l'utérus du Manitoba; autre résultat cytologique : ASC US, LSIL, ASC H, HSIL; autre résultat cytologique : CIN I, CIN II, CIN III; toutes les autres variables sont auto déclarées par les participantes.

TABLEAU 2
Distribution par âge des femmes selon le statut infectieux et le type de VPH (échelle individuelle)

Âge, ans	Négatif	Positif[a]	Groupe 1[b]	VPH 16 ou 18[c]	Groupe 2[d]	VPH 6 ou 11[c]	Faible risque[e]	Multiples infections	Total
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
< 25	40 (8,4)	38 (33,0)	27 (44,3)	8 (40,0)	4 (21,1)	3 (75,0)	13 (29,5)	15 (50,0)	78 (13,2)
25–29	35 (7,3)	18 (15,7)	9 (14,8)	4 (20,0)	3 (15,8)	1 (25,0)	7 (15,9)	4 (13,3)	53 (9,0)
30–34	46 (9,6)	5 (4,3)	5 (8,2)	2 (10,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	1 (3,3)	51 (8,6)
35–39	41 (8,6)	9 (7,8)	2 (3,3)	0 (0,0)	3 (15,8)	0 (0,0)	4 (9,1)	1 (3,3)	50 (8,4)
40–44	66 (13,8)	11 (9,6)	6 (9,8)	1 (5,0)	1 (5,3)	0 (0,0)	5 (11,4)	2 (6,7)	77 (13,0)
45–49	56 (11,7)	14 (12,2)	4 (6,6)	1 (5,0)	3 (15,8)	0 (0,0)	7 (15,9)	3 (10,0)	70 (11,8)
50–54	62 (13,0)	10 (8,7)	5 (8,2)	2 (10,0)	2 (10,5)	0 (0,0)	4 (9,1)	3 (10,0)	72 (12,2)
55–59	51 (10,7)	5 (4,3)	2 (3,3)	2 (10,0)	1 (5,3)	0 (0,0)	2 (4,5)	0 (0,0)	56 (9,5)
60–64	36 (7,5)	4 (3,5)	1 (1,6)	0 (0,0)	2 (10,5)	0 (0,0)	1 (2,3)	1 (3,3)	40 (6,8)
65+	44 (9,2)	1 (0,9)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	0 (0,0)	1 (2,3)	0 (0,0)	45 (7,6)
Total	477	115	61	20	19	4	44	30	592

Abréviations : VPH, virus du papillome humain.

[a] Tout type de VPH inclus dans le Groupe 1, le Groupe 2 et les types à faible risque (voir texte); à noter que les types 34 et 97, qui appartiennent au Groupe 2[a], ne sont pas inclus dans les types de VPH pris en compte dans la méthodologie utilisée pour la présente étude.

[b] Groupe 1 : types 16, 18, 31, 33, 35, 39, 45, 51, 52, 56, 58, 59 du VPH.

[c] Un type ou les deux types sont présents en même temps.

[d] Groupe 2 : types 26, 53, 66, 67, 68, 70, 73, 82, 30, 69, 85 du VPH.

[e] Faible risque : types 6, 11, 13, 32, 40, 42, 43, 44, 54, 61, 62, 71, 72, 74, 81, 83, 84, 86, 87, 89, 90, 91 du VPH.

TABLEAU 3
Prévalence individuelle du VPH selon le résultat cytologique

Types de VPH	Manquant	Normal	Insatisfaisant	ASC-US	LSIL	ASC-H	HSIL	Total	
	n	n	n	n	n	n	n	n	%
Négatif	11	428	16	13	6	2	1	477	80,6
N'importe lequel[b]	5	89	2	6	10	0	3	115	19,4
6 ou 11[b]	0	3	1	0	0	0	0	4	0,7
16	2	10	0	1	2	0	0	15	2,5
16 ou 18[b]	2	14	0	1	2	0	1	20	3,4
Groupe 1[c]	3	46	1	2	6	0	3	61	10,3
Groupe 2[d]	1	13	0	2	2	0	1	19	3,2
Faible risque[e]	1	36	1	3	3	0	0	44	7,4
Multiples[f]	1	22	0	2	4	0	1	30	5,1
Total	16	517	18	19	16	2	4	592	

Abréviations : ASC-H, cellules malpighiennes atypiques – on ne peut écarter une lésion de haut grade; ASC-US, atypie des cellules malpighiennes de signification indéterminée; HSIL, lésions malpighiennes intra-épithéliales de haut grade; LSIL, lésions malpighiennes intra-épithéliales de bas grade; VPH, virus du papillome humain;.

[a] Tout type de VPH inclus dans le Groupe 1, le Groupe 2 et les types à faible risque (voir texte suivant); à noter que les types 34 et 97, qui appartiennent au Groupe 2[d], ne sont pas inclus dans les types de VPH pris en compte dans la méthodologie utilisée pour la présente étude.

[b] Un type ou l'autre ou les deux peuvent être présents en même temps.

[c] Groupe 1 : types 16, 18, 31, 33, 35, 39, 45, 51, 52, 56, 58, 59 du VPH.

[d] Groupe 2 : types 26, 53, 66, 67, 68, 70, 73, 82, 30, 69, 85 du VPH.

[e] Faible risque : types 6, 11, 13, 32, 40, 42, 43, 44, 54, 61, 62, 71, 72, 74, 81, 83, 84, 86, 87, 89, 90, 91 du VPH.

[f] Multiples infections à VPH.

de bas grade histologique (LSIL; 10/16) et 75 % des cas de lésion malpighienne intra-épithéliale de haut grade histologique (HSIL; 3/4). Un type de VPH du Groupe 1 a été détecté chez 6 % des répondantes ayant obtenu un résultat insatisfaisant au test de Pap (1/18), 11 % des cas d'ASC-US (2/19), 38 % des cas de LSIL (6/16) et 75 % des cas de HSIL (3/4). Les types de VPH du Groupe 1 (dans l'ensemble : 10,3 % [61/592]; chez les participantes infectées par le VPH : 53,0 % [61/115]) ont été détectés plus fréquemment que ceux du Groupe 2 (dans l'ensemble : 3,2 % [19/592]; chez les participantes infectées par le VPH : 16,5 % [19/115]) et que les types de VPH à faible risque (dans l'ensemble : 7,4 % [44/592]; chez les participantes infectées par le VPH : 38,2 % [44/115]). Les résultats au test de Pap n'étaient pas disponibles pour 3 % (16/592) des échantillons de VPH testés.

Nous ignorons pourquoi certains tests de Pap n'ont pas été envoyés au laboratoire pour une évaluation. Il se peut que les cliniciens qui ont effectué ces tests aient pensé que leur seule tâche pour cette étude consistait à prélever un échantillon de tissu pour le typage du VPH et qu'ils n'ont pas demandé de test cytologique courant.

Parmi les types du Groupe 1, le VPH-16 était celui qui était le plus souvent décelé (10 %), suivi des types 39 (5 %), 58 (5 %), 18 (4 %), 35 (4 %), 51 (4 %), 52 (4 %), 59 (4 %) et 33 (3 %) (tableau 4). À l'intérieur du genre alpha, les espèces 9 (29 %; 45/157), 3 (19 %; 29/157) et 7 (17%; 26/157) ont été les plus fréquemment détectées. L'espèce 9 inclut des virus apparentés au VPH-16, alors que l'espèce 7 englobe ceux apparentés au VPH-18, et l'espèce 3 comprend des types de VPH à faible risque.

Discussion

Il est difficile de comparer la prévalence des infections par le VPH entre les études en raison des différences fréquentes dans les techniques de typage, les populations échantillonnées et les stratégies d'échantillonnage. En outre, les taux de prévalence sont rarement standardisés selon l'âge. Cela dit, une méta-analyse a fait état de taux d'infection par le VPH variant entre 7 et 8 % en Europe et en Asie, atteignant 14 % en Amérique du Nord et 23 % en Afrique chez les femmes ayant obtenu des résultats cytologiques normaux[30]. Aux États-Unis, les taux ont été estimés à 27 % chez les femmes de 14 à 59 ans[31]. Notre étude a déterminé un taux de prévalence du VPH de 19 % (17 % chez celles qui avaient obtenu un résultat normal au test de Pap). Le VPH-16 était le type le plus souvent détecté au niveau du col, les autres types à risque élevé courants étant les types 18, 33, 35, 39, 51, 52, 58 et 59. Ces résultats concordent avec d'autres observations montrant que les types 16, 18, 31, 39, 51, 52, 56 et 58 du VPH sont parmi les plus fréquents dans le monde chez les femmes ayant obtenu des résultats cytologiques normaux[32]; les types 16, 18, 31, 33, 45, 51, 52, 56 et 58 de VPH étant plus fréquents chez les femmes ayant reçu un diagnostic de lésions cervicales de bas grade[33] alors que les types 16, 18, 31, 33, 35, 45, 52 et 58 de VPH étaient plus fréquents chez les femmes ayant reçu un diagnostic d'anomalies de haut grade[34]. Le classement des taux de prévalence selon le type de VPH varie cependant selon la région et selon le pays[22,24]. Par exemple, une étude de population en Belgique a indiqué que le type de VPH à risque élevé le plus répandu était le VPH-16 (3,7 %), suivi des types 31, 51 et 53, qui ont été détectés dans au moins 2 % de la population (le VPH-18 a été retrouvé dans 1,5 % de la population)[35]. Une étude basée sur une population en Suède a relevé un taux de prévalence de 2,5 % pour le VPH-16, de 1,4 % pour le VPH-31, de 0,9 % pour le VPH-45 et

TABLEAU 4
Prévalence des infections dues à une espèce génitale de VPH du genre alpha

Espèce	Type de VPH	Manquant	Négatif	Insatisfaisant	ASC-US	LSIL	HSIL	Total	
		n	n	n	n	n	n	n	%
A1	32	0	4	0	0	0	0	4	2,5
	42	0	6	0	0	0	0	6	3,8
	Total	0	10	0	0	0	0	10	6,4
A3	62	0	5	0	1	0	0	6	3,8
	72	0	2	0	0	0	0	2	1,3
	81	0	5	0	0	1	0	6	3,8
	83	0	3	0	0	1	0	4	2,5
	84	0	2	0	0	0	0	2	1,3
	86	0	2	0	0	0	0	2	1,3
	89	0	6	0	0	1	0	7	4,5
	Total	0	25	0	1	3	0	29	18,5
A5	51	0	4	0	0	1	1	6	3,8
	69	0	1	0	0	0	0	1	0,6
	82	0	1	0	0	0	0	1	0,6
	Total	0	6	0	0	1	1	8	5,1
A6	30	0	2	0	0	1	0	3	1,9
	53	0	0	0	0	1	1	2	1,3
	56	0	3	0	0	0	0	3	1,9
	66	0	4	0	0	0	0	4	2,5
	Total	0	9	0	0	2	1	12	7,6
A7	18	0	5	0	0	0	1	6	3,8
	39	1	4	0	0	1	1	7	4,5
	45	0	1	0	0	0	0	1	0,6
	59	0	5	0	0	1	0	6	3,8
	70	0	4	0	1	0	0	5	3,2
	85	0	1	0	0	0	0	1	0,6
	Total	1	20	0	1	2	2	26	16,6
A8	7	0	1	0	0	0	0	1	0,6
	40	0	1	0	2	0	0	3	1,9
	91	0	0	0	1	0	0	1	0,6
	Total	0	2	0	3	0	0	5	3,2
A9	16	2	10	0	1	2	0	15	9,6
	31	0	2	0	1	0	0	3	1,9
	33	0	5	0	0	0	0	5	3,2
	35	0	4	0	0	1	1	6	3,8
	52	0	6	0	0	0	0	6	3,8
	58	1	4	1	0	1	0	7	4,5
	67	1	1	0	0	1	0	3	1,9
	Total	4	32	1	2	5	1	45	28,7
A10	6	0	2	0	0	0	0	2	1,3
	11	0	1	1	0	0	0	2	1,3
	44	1	3	0	1	0	0	5	3,2
	74	0	5	0	0	0	0	5	3,2
	Total	1	11	1	1	0	0	14	8,9
A11	73	0	0	0	1	0	0	1	0,6
A13	54	0	4	0	0	1	0	5	3,2
Autre	8	0	1	0	0	0	0	1	0,6
	38	0	0	0	0	1	0	1	0,6
	Total	0	1	0	0	1	0	2	1,3
Total		6	120	2	9	15	5	157	

Abréviations : ASC H, cellules malpighiennes atypiques – on ne peut écarter une lésion de haut grade; ASC US, atypie des cellules malpighiennes de signification indéterminée; HSIL, lésions malpighiennes intra épithéliales de haut grade; LSIL, lésions malpighiennes intra épithéliales de bas grade; VPH, virus du papillome humain.

de 0,7 % pour le VPH-18; 13,0 % des femmes présentaient des infections multiples[76]. De nombreuses études ont signalé une augmentation des infections à VPH chez les femmes de 60 ans et plus[77]. Le nombre de cas n'était pas suffisant pour qu'on puisse confirmer cette tendance au Manitoba.

Quelques études ont examiné la prévalence du VPH au Canada. Une étude menée en Colombie-Britannique a relevé un taux global de prévalence du VPH de 16,8 % (VPH à risque élevé : 13,9 %; VPH-16 : 10,7 %)[78]; une étude ontarienne a fait état d'un taux global d'infection de 13,3 % (VPH à risque élevé : 9,6 %; VPH-16 : 7,3 %)[79]; une étude effectuée au Nouveau-Brunswick a estimé la prévalence à 28 % (VPH à risque élevé : 21 %)[80]. Dans le cadre d'une étude réalisée entre 1992 et 1995, on a recruté une forte proportion de femmes autochtones (42 %) fréquentant une clinique située dans un quartier défavorisé du centre-ville de Winnipeg (Manitoba) et on a constaté que les taux d'infection par le VPH chez les femmes autochtones et non autochtones étaient comparables (respectivement 33,6 % et 31,8 %)[81]. À cause des différences dans les populations incluses, il est toutefois difficile de comparer les résultats de notre étude avec ceux de cette étude antérieure.

Ce que montrent invariablement les études, c'est que plus les lésions sont graves, plus la prévalence du VPH à risque élevé augmente. Par exemple, une méta-analyse a obtenu un taux de VPH à risque élevé de 71,9 % (IC à 95 % : 62,8 % à 80,9 %) chez les cas de LSIL[73] et de 88,3 % (IC à 95 % : 85,8 % à 90,8 %) chez les cas de HSIL[74]. Moore et collab.[28] ont observé qu'on retrouvait des VPH à risque élevé dans 52,3 % des LSIL et 79,4 % des HSIL. Ils ont également constaté que la positivité à l'égard du VPH augmentait, allant de 12,3 % pour les résultats normaux à 81,0 % pour les lésions de haut grade[28], en passant par 19,6 % pour les lésions bénignes et 69,3 % pour les lésions de bas grade. Nous avons observé dans notre étude que 37,5 % des LSIL étaient positives pour le VPH à risque élevé (Groupe 1) et 75 % parmi les HSIL.

Un certain nombre de cofacteurs sont associés au risque d'infection par le VPH et à différents grades d'anomalies cervicales, bon nombre d'entre eux étant liés aux comportements sexuels. Les facteurs qui ont été le plus régulièrement associés à des taux accrus d'infection par le VPH sont les suivants : plus jeune âge et plus grand nombre de partenaires sexuels récents et à vie[32,33]. D'autres cofacteurs d'infection par le VPH ont également été signalés, mais pas systématiquement : âge lors de la première relation sexuelle, usage de tabac, usage de contraceptifs oraux, origine ethnique, consommation d'alcool, antécédents d'ITS, revenu et utilisation du condom[33-41]. L'analyse multidimensionnelle a révélé que l'âge, l'origine ethnique et le nombre de partenaires sexuels au cours de l'année écoulée constituaient des prédicteurs indépendants. Notre étude laisse également penser que certains de ces facteurs de risque sont communs à tous les groupes d'âge alors que d'autres facteurs ne se retrouvent que chez les femmes soit plus jeunes, soit plus âgées.

Les femmes qui n'avaient aucun antécédent de dépistage de cancer du col de l'utérus et celles qui n'avaient pas subi suffisamment de tests de dépistage présentaient des taux plus élevés d'incidence du cancer du col de l'utérus que les femmes qui faisaient régulièrement l'objet d'un dépistage[42-45]. Dans cette étude, les femmes de 30 ans et plus qui n'avaient jamais subi de test de Pap étaient plus nombreuses à être infectées par le VPH.

Limites de l'étude

Cette étude comporte plusieurs limites. Comme presque toutes les études de séroprévalence, notre étude s'appuyait sur des échantillons opportunistes et n'était pas basée sur une population. Les résultats ne représentent donc pas nécessairement le taux d'infection par le VPH dans la population féminine en général. La publicité entourant la Semaine manitobaine du test de Pap et le dépistage effectué durant une journée par des cliniques pourraient également créer un biais de sélection en encourageant les femmes qui tardent à passer le test de Pap à finalement se faire tester. Il est difficile de prédire la conséquence d'un tel biais sur l'analyse des facteurs de risque, mais si le biais est différentiel, cela peut expliquer pourquoi le risque d'infection était plus élevé dans certains groupes. Le taux de participation au dépistage du cancer du col de l'utérus au Manitoba entre 2007 et 2009 atteignait 65,9 % chez les femmes de 20 à 69 ans. Leurs résultats cytologiques variaient de la façon suivante : cytologie normale, 95,5 %; ASC-US, 3,1 %; LSIL, 2,1 %; cellules glandulaires atypiques (AGC), 0,1 %; ASC-H, 0,3 %; HSIL, 0,9 %. Parmi les participantes à l'étude, le taux de participation au dépistage du cancer du col depuis 2001 s'établissait à 84,8 % (502/592), les résultats de leur cytologie se répartissant de la façon suivante : cytologie normale, 87 % (517/592); ASC-US, 3 % (19/592); LSIL, 3 % (16/592); ASC-H, 0,3 % (2/592); HSIL, 1 % (4/592).

Cette comparaison semble indiquer que la plupart des participantes à l'étude ont subi régulièrement un dépistage du cancer du col utérin et que leurs résultats cytologiques étaient comparables à ceux des femmes qui avaient participé au dépistage du cancer du col utérin au Manitoba entre 2007 et 2009. Le fait que l'étude soit de type transversal ne permet pas d'établir une relation causale entre l'infection par le VPH et les cofacteurs étudiés. De plus, les questionnaires auto-administrés peuvent être sujets à des biais. Les observations concordent néanmoins avec notre connaissance actuelle des facteurs de risque d'infection par le VPH. En raison de la grande sensibilité de la méthode de détection du VPH, la signification clinique de la présente étude est limitée. L'amplification par PCR permet de détecter même une seule copie des gènes ciblés (ADN de L1), et cette sensibilité ne se traduit pas nécessairement par une infection de signification clinique. Depuydt et collab. ont montré qu'en deçà d'une charge virale critique, il est très rare qu'on détecte des lésions visuellement décelables[46]. Un test très sensible offre la possibilité de limiter le triage des personnes infectées par le VPH.

Conclusion

Comme l'indiquent les résultats de notre étude, la distribution des types de VPH oncogènes au Manitoba concorde avec celle qui a été signalée au Canada et dans d'autres pays. Nos données fournissent des renseignements de base sur la prévalence du VPH dans une population non vaccinée au Manitoba. En outre, le couplage de données permet de valider le principe de l'applicabilité du couplage avec un registre basé sur une population pour évaluer les programmes de vaccination contre le VPH dans les provinces ou territoires capables d'effectuer un tel couplage.

Références

1. Garnett GP, Kim JJ, French K, Goldie SJ. Chapter 21: Modelling the impact of HPV vaccines on cervical cancer and screening programmes. Vaccine. 2006;24 Suppl 3:S178 86.

2. Brisson M, Van de Velde N, Boily M C. Different population level vaccination effectiveness for HPV types 16, 18, 6 and 11. Sex Transm Infect. 2011;87(1):41 3.

3. Smith MA, Canfell K, Brotherton JML, Lew J B, Barnabas RV. The predicted impact of vaccination on human papillomavirus infections in Australia. Int J Cancer. 2008;123(8):1854 63.

4. Donovan B, Franklin N, Guy R, Grulich AE, Regan DG, Ali H, et collab. Quadrivalent human papillomavirus vaccination and trends in genital warts in Australia: analysis of national sentinel surveillance data. Lancet Infect Dis. 2011;11(1):39 44.

5. Fairley CK, Hocking JS, Gurrin LC, Chen MY, Donovan B, Bradshaw CS. Rapid decline in presentations of genital warts after the implementation of a national quadrivalent human papillomavirus vaccination programme for young women. Sex Transm Infect. 2009;85(7):499 502.

6. Munoz N, Kjaer SK, Sigurdsson K, Iversen OE, Hernandez Avila M, Wheeler CM, et collab. Impact of human papillomavirus (HPV) 6/11/16/18 vaccine on all HPV-associated genital diseases in young women. J Natl Cancer Inst. 2010;102(5):325 39.

7. Tota J, Mahmud SM, Ferenczy A, Coutlée F, Franco EL. Promising strategies for cervical cancer screening in the post human papillomavirus vaccination era. Sex Health. 2010;7(3):376 82.

8. Kliewer EV, Demers AA, Brisson M, Severini A, Lotocki R, Elias B, et collab. Le système manitobain de surveillance et d'évaluation du vaccin contre le virus du papillome humain. Rapports sur la santé. 2010;21(2):1 8.

9. Bouvard V, Baan R, Straif K, Grosse Y, Secretan B, El Ghissassi F, et collab. A review of human carcinogens Part B: biological agents. Lancet Oncol. 2009;10(4):321 2.

10. Higuchi R. Simple and rapid preparation of samples for PCR. Dans : Erlich HA (dir). PCR Technology: Principles and Applications for DNA Amplification. New York: Stockton Press; 1989. p. 31 8.

11. Josefsson A, Magnusson P, Gyllensten U. Human papillomavirus detection by PCR and typing by Dot Blot. Dans : Peeling RW, Sparling PF (dir.). Sexually Transmitted Diseases. Methods and Protocols. Totowa (NJ): Humana Press; 1999. p. 171 93.

12. Gravitt PE, Peyton CL, Alessi TQ, Wheeler CM, Coutlée F, Hildesheim A, et collab. Improved amplification of genital human papillomaviruses. J Clin Microbiol. 2000;38(1):357 61.

13. de Roda Husman AM, Walboomers JM, van den Brule AJ, Meijer CJ, Snijders PJ. The use of general primers GP5 and GP6 elongated at their 3' ends with adjacent highly conserved sequences improves human papillomavirus detection by PCR. J. Gen. Virol. 1995 Apr;76(Pt 4):1057 62.

14. Evander M, Edlund K, Bodén E, Gustafsson A, Jonsson M, Karlsson R, et collab. Comparison of a one step and a two step polymerase chain reaction with degenerate general primers in a population based study of human papillomavirus infection in young Swedish women. J Clin Microbiol. 1992;30(4):987 92.

15. Strauss S, Jordens JZ, Desselberger U, Gray JJ. Single tube real time nested polymerase chain reaction for detecting human papillomavirus DNA. Diagn Mol Pathol. 2000;9(3):151 7.

16. Bulkmans NW, Berkhof J, Rozendaal L, van Kemenade FJ, Boeke AJ, Bulk S, et collab. Human papillomavirus DNA testing for the detection of cervical intraepithelial neoplasia grade 3 and cancer: 5 year follow up of a randomised controlled implementation trial. Lancet. 2007;370(9601):1764 72.

17. Zubach V, Smart G, Ramam S, Severini A. Novel microsphere based method for detection and typing of 46 mucosal human papillomavirus types. J Clin Microbiol. 2012;50(2):460 4.

18. Rebbaparagada A, Perusini A, Di Prima A, Salit I, Goleski V, Severini A. Evaluation of test performance characteristics and operational parameters of 5 HPV genotyping assays. 26th International Papillomavirus Conference; 3 8 juillet 2010; Montréal, Canada.

19. de Villiers EM, Fauquet C, Broker TR, Bernard HU, zur Hausen H. Classification of papillomaviruses. Virology. 2004;324(1):17 27.

20. de Sanjosé S, Diaz M, Castellsagué X, Clifford G, Bruni L, Munoz N, et collab. Worldwide prevalence and genotype distribution of cervical human papillomavirus DNA in women with normal cytology: a meta analysis. Lancet Infect Dis. 2007;7(7):453 9.

21. Dunne EF, Unger ER, Sternberg M, McQuillan G, Swan DC, Patel SS, et collab. Prevalence of HPV infection among females in the United States. JAMA. 2007;297(8):813 9.

22. Bruni L, Diaz M, Castellsagué X, Ferrer E, Bosch FX, de Sanjosé S. Cervical human papillomavirus prevalence in 5 continents: meta analysis of 1 million women with normal cytological findings. J Infect Dis. 2010;202(12):1789 99.

23. Clifford GM, Rana RK, Franceschi S, Smith JS, Gough G, Pimenta JM. Human papillomavirus genotype distribution in low grade cervical lesions: comparison by geographic region and with cervical cancer. Cancer Epidemiol Biomarkers Prev. 2005;14(5):1157 64.

24. Smith JS, Lindsay L, Hoots B, Keys J, Franceschi S, Winer R, et collab. Human papillomavirus type distribution in invasive cervical cancer and high grade cervical lesions: a meta analysis update. Int J Cancer. 2007;121(3):621 32.

25. Arbyn M, Sasieni P, Meijer CJ, Clavel C, Koliopoulos G, Dillner J. Chapter 9: Clinical applications of HPV testing: a summary of meta analyses. Vaccine. 2006;24(Suppl. 3):S78 S89.

26. Naucler P, Ryd W, Törnberg S, Strand A, Wadell G, Hansson BG, et collab. HPV type specific risks of high grade CIN during 4 years of follow up: a population based prospective study. Br J Cancer. 2007;97(1):129 32.

27. Burchell AN, Winer RL, de Sanjosé S, Franco EL. Chapter 6: Epidemiology and transmission dynamics of genital HPV infection. Vaccine. 2006;24(Suppl. 3):S52 S61.

28. Moore RA, Ogilvie G, Fornika D, Moravan V, Brisson M, Amirabbasi Beik M, et collab. Prevalence and type distribution of human papillomavirus in 5,000 British Columbia women implications for vaccination. Cancer Causes Control. 2009;20(8):1387 96.

29. Sellors JW, Mahony JB, Kaczorowski J, Lytwyn A, Bangura H, Chong S, et collab. Prevalence and predictors of human papillomavirus infection in women in Ontario, Canada. Survey of HPV in Ontario Women (SHOW) Group. CMAJ. 2000;163(5):503 8.

30. Kurz J, Mitra K, Adam B, Miao X, MacKay JS, Isa NN, et collab. PCR detection and typing of genital papillomavirus in a New Brunswick population. Int J Cancer. 1993;55(4):604 8.

31. Young TK, McNicol P, Beauvais J. Factors associated with human papillomavirus infection detected by polymerase chain reaction among urban Canadian aboriginal and non aboriginal women. Sex Transm Dis. 1997;24(5):293 8.

32. Trottier H, Franco EL. The epidemiology of genital human papillomavirus infection. Vaccine. 2006;24(Suppl. 1):S1 S15.

33. Scheurer ME, Tortolero-Luna G, Adler-Storthz K. Human papillomavirus infection: biology, epidemiology, and prevention. Int J Gynecol Cancer. 2005;15(5):727-46.

34. Moscicki AB, Schiffman M, Kjaer S, Villa LL. Chapter 5: Updating the natural history of HPV and anogenital cancer. Vaccine. 2006;24(Suppl. 3):S42-S51.

35. Trottier H, Burchell AN. Epidemiology of mucosal human papillomavirus infection and associated diseases. Public Health Genomics. 2009;12(5-6):291-307.

36. Winer RL, Lee SK, Hughes JP, Adam DE, Kiviat NB, Koutsky LA. Genital human papillomavirus infection: incidence and risk factors in a cohort of female university students. Am J Epidemiol. 2003;157(3):218-26.

37. Ho GYF, Bierman R, Beardsley L, Chang CJ, Burk RD. Natural history of cervicovaginal papillomavirus infection in young women. N Engl J Med. 1998;338(7):423-8.

38. Moscicki AB, Hills N, Shiboski S, Powell K, Jay N, Hanson E, et collab. Risks for incident human papillomavirus infection and low-grade squamous intraepithelial lesion development in young females. JAMA. 2001;285(23):2995-3002.

39. Goodman MT, Shvetsov YB, McDuffie K, Wilkens LR, Zhu X, Thompson PJ, et collab. Prevalence, acquisition, and clearance of cervical human papillomavirus infection among women with normal cytology: Hawaii Human Papillomavirus Cohort Study. Cancer Res. 2008;68(21):8813-24.

40. Giuliano AR, Harris R, Sedjo RL, Baldwin S, Roe D, Papenfuss MR, et collab. Incidence, prevalence, and clearance of type-specific human papillomavirus infections: The Young Women's Health Study. J Infect Dis. 2002;186(4):462-9.

41. Sellors JW, Karwalajtys TL, Kaczorowski J, Mahony JB, Lytwyn A, Chong S, et collab. Incidence, clearance and predictors of human papillomavirus infection in women. CMAJ. 2003;168(4):421-5.

42. Decker K, Demers A, Chateau D, Musto G, Nugent Z, Lotocki R, et collab. Papanicolaou test utilization and frequency of screening opportunities among women diagnosed with cervical cancer. Open Med. 2009;3(3):140-7.

43. Boulanger JC, Fauvet R, Uzrutiaguer S, Dreau Y, Severac H, Gamy O, et collab. Histoire cytologique des cancers du col utérin diagnostiqués en France en 2006. Gynecol Obstet Fertil. 2007;35(9):764-71.

44. van der Aa MA, Schutter EM, Looijen-Salamon M, Mateman JE, Siersema S. Differences in screening history, tumour characteristics and survival between women with screen-detected versus not screen-detected cervical cancer in the east of The Netherlands, 1992-2001. Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol. 2008;139(2):204-9.

45. Priest P, Sadler L, Peters J, Crengle S, Bethwaite P, Medley G, et collab. Pathways to diagnosis of cervical cancer: screening history, delay in follow-up, and smear reading. BJOG. 2007;114(4):398-407.

46. Depuydt CE, Arbyn M, Benoy IH, Vandepitte J, Vereecken AJ, Bogers JJ. Quality control for normal liquid-based cytology: rescreening, high-risk HPV targeted reviewing and/or high-risk HPV detection? J Cell Mol Med. 2009;13(9B):4051-60.

Caractéristiques des bases de données sur les services médicaux au Canada

L. M. Lix, Ph. D. (1); R. Walker, M. Sc. (2); H. Quan, Ph. D. (2); R. Nesdole, M. Éd. (1); J. Yang, B. Sc. (3); G. Chen, Ph. D. (2); pour l'équipe chargée de la surveillance et des résultats en matière d'hypertension du Groupe de travail PECH/CHEP

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Les bases de données sur les services médicaux (BDSM) constituent une ressource précieuse pour la recherche et la surveillance au Canada. Toutefois, étant donné que les provinces et les territoires entretiennent des bases distinctes, les éléments de données ne sont pas uniformisés. Dans cette étude, nous comparons les principales caractéristiques des BDSM.

Méthodologie : La source primaire a été une enquête auprès d'informateurs clés, ce qui a permis de recueillir des renseignements sur les années de disponibilité des données, les caractéristiques des patients et des fournisseurs de soins, les éléments inclus dans les bases de données et ceux exclus ainsi que le codage des diagnostics, des interventions et des lieux de prestation des services. On a également utilisé des données provenant de la Base de données nationale sur les médecins de l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS) pour examiner les modes de rémunération des médecins, ce qui peut influer sur l'exhaustivité des BDSM. Les données d'enquête ont été obtenues pour neuf provinces et deux territoires.

Résultats : La plupart des bases de données renfermaient des fichiers postérieurs à 1990. Les diagnostics étaient fréquemment inscrits au moyen des codes de la CIM-9. Différents systèmes de codage ont été utilisés selon les provinces et territoires et selon les périodes; néanmoins, dans toutes les BDSM, les services aux malades hospitalisés ont été indiqués comme tels et la médecine familiale a été distinguée des autres spécialités. L'inscription des services rémunérés autrement qu'à l'acte présentait des différences, et les données de l'ICIS révélaient une proportion croissante, au fil du temps, des médecins non rémunérés à l'acte.

Conclusion : Il faut procéder à des recherches plus approfondies pour étudier les effets que pourraient avoir les différences entre les BDSM sur la comparabilité des résultats des études pancanadiennes.

Mots clés : Bases de données administratives sur la santé, services médicaux, programmes d'assurance-santé, Classification internationale des maladies

Introduction

Les données administratives sur la santé, recueillies dans le but de surveiller et de gérer les systèmes de santé, constituent une ressource précieuse pour la recherche et la surveillance au Canada. Les données proviennent de secteurs multiples, notamment des systèmes d'inscription à l'assurance-santé, des services aux malades hospitalisés, des services des urgences, des régimes de soins médicaux, des dossiers de statistiques de l'état civil et des systèmes de médicaments prescrits sur ordonnance. De plus en plus, on se sert de données administratives pour mener des études à l'échelle du Canada sur la santé de la population et sur l'utilisation des services de santé. Par exemple, le Système national de surveillance des maladies chroniques de l'Agence de la santé publique du Canada se fonde sur les diagnostics inscrits dans les dossiers hospitaliers et médicaux pour estimer la prévalence et l'incidence d'affections telles que le diabète et l'hypertension pour l'ensemble des provinces et des territoires du Canada[1-3]. On a également entrepris des études sur les maladies chroniques englobant plusieurs provinces et qui font appel aux données administratives sur les maladies rhumatismales, la maladie intestinale inflammatoire et les troubles mentaux[4-6]; d'autres recherches, notamment une étude sur l'hypertension[7], sont en cours. Les données administratives sur la santé sont intéressantes pour la recherche et la surveillance car elles fournissent une solution de rechange économique à la collecte de données primaires, en plus d'englober des populations entières et de s'échelonner sur plusieurs années.

Malgré ses nombreux avantages, l'utilisation des données administratives sur la santé comporte des difficultés. Le Canada est doté d'un système de soins de santé universel, mais la prestation des services est de compétence provinciale et territoriale. La collecte et la gestion de la plupart des

Rattachement des auteurs :

1. School of Public Health, University of Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan), Canada
2. Department of Community Health Sciences, University of Calgary, Calgary (Alberta), Canada
3. Western College of Veterinary Medicine, University of Saskatchewan, Saskatoon (Saskatchewan), Canada

Correspondance : Lisa Lix, School of Public Health, University of Saskatchewan, 107 Wiggins Road, Saskatoon (Saskatchewan) S7N 5E5; tél. : 306-966-1617; téléc. : 306-966-7920; courriel : lisa.lix@usask.ca

données administratives se font à partir de systèmes d'information élaborés par les diverses provinces et les territoires, d'où un possible manque d'uniformisation et d'harmonisation dans les méthodes de collecte et de consignation des données. Font exception à cette règle les bases de données hospitalières nationales élaborées par l'Institut canadien d'information sur la santé (ICIS), notamment la Base de données sur les congés des patients et la Base de données sur la morbidité hospitalière, qui font appel à un formulaire commun de résumé analytique de dossier et à la même méthodologie d'évaluation de la qualité.

La qualité des données est un sujet de recherche pertinent dans le contexte actuel, alors que d'imposantes bases de données sont fréquemment utilisées pour la prise de décisions et l'élaboration de politiques[8]. Les chercheurs, les épidémiologistes et les décideurs intéressés à entreprendre des études pancanadiennes pourraient tirer parti des résultats des comparaisons entre les données administratives sur la santé venant de différentes provinces et différents territoires. Le fait de disposer d'information sur les caractéristiques de ces données peut faciliter la mise au point de méthodologies d'évaluation de la qualité et de protocoles de recherche permettant d'explorer l'effet potentiel des différences sur les conclusions des études. Les bases de données sur les services médicaux (BDSM), qui renferment les relevés d'honoraires ou les demandes de remboursement pour les consultations des médecins, revêtent une importance toute particulière pour la recherche et les activités de surveillance concernant les maladies chroniques. Elles constituent une source d'information sur les diagnostics posés dans le cadre des consultations externes et sur les interventions connexes, et elles renferment des renseignements concernant les consultations aussi bien des fournisseurs de soins primaires que des médecins spécialistes. Dans ce contexte, nous avons entrepris cette étude pour comparer les principales caractéristiques des BDSM des différentes provinces et des territoires du Canada. Une telle étude est essentielle si l'on veut disposer d'un point de référence pour les connaissances scientifiques. En outre, cette étude demeurera vraisemblablement pertinente pendant un certain temps du fait que bon nombre des caractéristiques des bases de données, notamment la première année de disponibilité des données pour les chercheurs, la version de la Classification internationale des maladies (CIM) utilisée, le nombre de champs de diagnostic, la spécificité des champs de diagnostic et la disponibilité des renseignements sur les services reçus à l'étranger, sont peu susceptibles de changer rapidement; elles sont de fait demeurées stables dans plusieurs provinces et territoires au cours des dernières années.

Méthodologie

La source primaire de données pour cette étude était un questionnaire d'enquête, envoyé par courriel aux informateurs clés de toutes les provinces et des territoires, et qui visait à recueillir de l'information sur certaines caractéristiques des BDSM. On a par ailleurs utilisé comme source secondaire de données les rapports publiés par l'ICIS, qui ont servi à réunir de l'information sur les modes de rémunération des médecins, un facteur qui peut influer sur l'exhaustivité des BDSM[8].

Les informateurs clés ont été principalement recrutés parmi les membres de l'équipe chargée de la surveillance et des résultats en matière d'hypertension (Hypertension Outcomes and Surveillance Team, ou HOST)[9], un sous-groupe du groupe de travail en charge de la recherche sur les résultats du Programme éducatif canadien sur l'hypertension. L'équipe HOST comprend environ 20 chercheurs, analystes et représentants gouvernementaux de la Colombie-Britannique, de l'Alberta, de la Saskatchewan, du Manitoba, de l'Ontario et du Québec, ainsi que de l'Agence de la santé publique du Canada et de Statistique Canada. Les membres de l'équipe HOST possèdent une expertise dans la recherche et la surveillance portant sur les services de santé ou sur la santé de la population et faisant appel à des données administratives. Dans le cas des provinces et territoires qui ne sont pas représentés au sein de l'équipe HOST, nous avons communiqué avec des collaborateurs de l'équipe HOST, c'est-à-dire des fonctionnaires des ministères provinciaux de la Santé chargés de faciliter l'accès aux données administratives et à la documentation à des fins de recherche. On a communiqué avec une ou deux personnes de chaque province et territoire pour solliciter leur participation à l'étude.

Les chercheurs concernés ont bâti l'enquête sur la base des recherches antérieures sur les caractéristiques des données administratives sur la santé[10]. Les questions de l'enquête portaient sur les points suivants : années où des données sont disponibles pour les besoins des chercheurs, disponibilité, contenus des champs fournissant de l'information sur les patients et les fournisseurs de soins, codes de diagnostic et d'intervention, services fournis à l'extérieur de la province et services dispensés par des professionnels rémunérés autrement qu'à l'acte. Les barèmes d'honoraires des médecins ont également été une source d'information sur les modes de rémunération[11]. Pour l'ensemble de l'enquête, on s'est servi de questions à réponse ouverte.

Le premier contact avec les informateurs clés a eu lieu en juin 2010. On a ensuite utilisé des questions de suivi et de la documentation en ligne au sujet des BDSM pour clarifier les réponses et élaborer des questions supplémentaires. En novembre 2010, on a envoyé aux informateurs clés un deuxième questionnaire dans le but d'obtenir des précisions sur les caractéristiques des BDSM.

Des données secondaires publiées par l'ICIS ont fourni de l'information supplémentaire sur les fournisseurs de soins payés selon un mode autre que la rémunération à l'acte (services cliniques rémunérés autrement) et sur les paiements effectués pour de tels services[12-14]. Les données étaient extraites de rapports fondés sur la Base de données nationale sur les médecins, qui contient des données agrégées sur la rémunération des médecins provenant des régimes de soins médicaux des provinces et des territoires. Des rapports antérieurs contenaient de l'information sur la Base de données nationale sur les médecins et sur les méthodes de collecte de données[12,15].

Le Comité d'éthique de la recherche de l'Université de Calgary a fourni l'approbation éthique requise pour le projet HOST, lequel comporte l'extraction et l'analyse de données administratives sur la santé provenant des provinces et

des territoires, ainsi que la collecte et la publication de documents à l'appui des données administratives sur la santé (examen éthique nº E188889). Pour l'analyse des données publiques provenant de l'ICIS, aucune approbation éthique n'était nécessaire.

Résultats

Les informateurs clés de toutes les provinces et des territoires ont répondu à l'enquête, à l'exception du Nouveau-Brunswick, qui n'a pas fourni de réponses, et des Territoires du Nord-Ouest, qui n'ont fourni que des renseignements partiels. Par conséquent, le Nouveau-Brunswick et les Territoires du Nord-Ouest ont été exclus de l'analyse des données d'enquête.

BDSM : années de disponibilité des données

Selon les résultats de l'enquête, les BDSM du Canada renferment des données remontant jusqu'en 1970 (tableau 1); l'intervalle entre les premières années de disponibilité des données était de 24 ans. Les bases de données du Manitoba et de la Saskatchewan renferment les dossiers les plus anciens, datant du début des années 1970. Dans le cas de quatre provinces, les bases de données contiennent des dossiers remontant aux années 1980. Cependant, le Québec et l'Alberta ont indiqué que certains des dossiers les plus anciens ne pouvaient être consultés facilement du fait qu'ils avaient été archivés dans un format différent de celui des dossiers récents. Pour les autres provinces et territoires, les bases de données renfermaient des dossiers datant des années 1990.

Information sur les patients et les fournisseurs de soins

L'enquête a également révélé que toutes les BDSM contiennent des identificateurs uniques pour les patients et les fournisseurs de soins (tableau 1). Avec la permission

TABLEAU 1
Principales caractéristiques des bases de données sur les services médicaux par province ou territoire : disponibilité des données, patients, fournisseurs de soins

Province/ territoire	Première année de disponibilité des données pour les chercheurs	Identificateurs des patients	Caractéristiques personnelles des patients[a]	Identificateurs des fournisseurs de soins	Catégories et spécialités des fournisseurs de soins
Colombie-Britannique	1990	✓	✓	✓	Plus de 50 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Champs définis selon des regroupements de spécialités.
Alberta	1982; les données antérieures à 1994 sont présentées dans un format différent	✓	✓	✓	Plus de 60 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Spécialités définies selon le régime de paiement.
Saskatchewan	1971	✓	✓	✓	Plus de 70 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Spécialités définies selon la certification des médecins.
Manitoba	1970	✓	✓	✓	Plus de 80 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Champs définis selon des regroupements de spécialités.
Ontario	1991	✓	✓	✓	Plus de 35 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Champs définis selon des regroupements de spécialités.
Québec	1983; les données antérieures à 1996 sont présentées dans un format différent	✓	✓	✓	Un champ permet de distinguer les médecins de famille des spécialistes. Un deuxième champ indique le type de spécialité. Plus de 60 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Spécialités définies selon la formation des médecins.
Île-du-Prince-Édouard	1983; les données antérieures à 1996 sont présentées dans un format différent	✓	✓	✓	Plus de 45 descriptions de codes de spécialité réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Spécialités définies selon les services dispensés.
Nouvelle-Écosse	1989	✓	✓	✓	Plus de 50 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Définies selon la facturation et selon la principale spécialité.
Terre-Neuve-et-Labrador	1995	✓	✓	✓	Plus de 80 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales, autres. Spécialités définies selon la formation des médecins.
Yukon	1995	✓	✓	✓	Plus de 25 catégories réparties en médecine familiale, spécialités médicales, spécialités chirurgicales. Spécialités définies selon la certification des médecins.
Nunavut	1999	✓	✓	✓	Environ 70 % des relevés portent le code soit d'omnipraticien, soit de médecin spécialiste. Dans les 30 % qui restent, l'information concernant la spécialité médicale n'est pas fournie.

Remarque : pour le Nouveau Brunswick et les Territoires du Nord Ouest, les données d'enquête étaient incomplètes ou manquantes. Par conséquent, cette province et ce territoire ont été exclus de l'analyse.

[a] Comprennent la date de naissance ou l'âge, le sexe et le lieu de résidence (p. ex. code postal, région sanitaire ou comté).

voulue, ces identificateurs peuvent servir à relier les bases de données à d'autres sources. Par exemple, on peut effectuer un couplage avec un registre de la population pour obtenir les dates de couverture des régimes d'assurance-santé des provinces, de l'information sur le lieu de résidence (p. ex. code postal ou zone géographique), la date de naissance ou l'âge ainsi que le sexe.

Dans toutes les bases de données sont également consignées les spécialités des fournisseurs de soins. Le nombre de catégories de spécialistes indiqué par les répondants allait d'environ 25 à plus de 80. Toutefois, toutes les provinces et les territoires ont fait état, parmi les catégories mentionnées, de larges regroupements tels que la médecine familiale, les spécialités médicales et les spécialités chirurgicales. Parallèlement, on trouvait un mélange hétérogène de spécialités dans la catégorie « autre ». Selon la province ou le territoire, cette catégorie pouvait englober les praticiens des soins infirmiers, les sages-femmes, les pharmaciens et d'autres professions connexes de la santé. La plupart des répondants ont déclaré que la spécialité des fournisseurs de soins était attribuée par le régime de soins médicaux de chaque province ou territoire au moment où le relevé de service était soumis pour paiement.

Information concernant les diagnostics et les interventions

Le tableau 2 fournit de l'information sur les codes de diagnostic et d'intervention tels qu'ils ont été décrits par les répondants à

TABLEAU 2
Principales caractéristiques des bases de données sur les services médicaux au Canada : diagnostics et interventions

Province/ territoire	Version de la CIM	Nombre de champs de diagnostic	Spécificité des codes de diagnostic (nombre de chiffres)	Source de l'information concernant l'intervention	Autre information sur les champs de diagnostic/d'intervention
Colombie-Britannique	CIM 9	La plupart des relevés renferment un code, mais certains médecins de soins primaires inscrivent jusqu'à 3 codes.	Jusqu'à 5, mais on en trouve le plus souvent 3.	Codes d'honoraires	Dans certains relevés, on trouve également les codes de la CIM 9 MC. Certains codes de diagnostic sont propres au régime d'assurance santé de la province.
Alberta	CIM 9 MC	3 (1 avant 1994)	Jusqu'à 5, mais le 5e chiffre n'est pas bien inscrit; avant 1994, on utilisait des codes à 3 chiffres.	Classification canadienne des interventions	
Saskatchewan	CIM 8 jusqu'en 1978, puis CIM 9	1	3	Codes d'honoraires	On trouve également certains codes de diagnostic attribués par la province; certains codes de la CIM 9 (notamment tous les codes E et certains autres codes) ne sont pas utilisés.
Manitoba	CIM 8 jusqu'en 1979, puis CIM 9 MC	1	3	CIM 9 MC et codes d'honoraires	
Ontario	Mélange de CIM 8 et de CIM 9	1	3; un suffixe à 1 chiffre est ajouté pour la physiothérapie et la chiropractie	Codes d'honoraires	La base de données ne contient pas tous les codes de diagnostic de la CIM 8 et de la CIM 9.
Québec	CIM 9	1	4	Codes propres à la province	
Île-du-Prince-Édouard	CIM 9	1	3, à l'exception des codes E et des codes V, qui en ont 5.	CIM 9 et codes d'honoraires	
Nouvelle-Écosse	CIM 9	3 (1 avant 1997)	Jusqu'à 5; les codes à 3 chiffres, qui sont les plus courants, étaient utilisés avant 1997.	Version modifiée de la Classification canadienne des interventions. Un seul code est inscrit.	Certains codes E sont inscrits dans un champ de « diagnostic du traumatisme », mais on ne sait pas si ces codes sont systématiquement inscrits ni s'ils le sont au complet.
Terre-Neuve-et-Labrador	CIM 9	1	3	Codes d'honoraires	
Yukon	CIM 9 + texte	2 avant 2006, aucune limite depuis	Jusqu'à 5, mais la plupart des relevés n'en contiennent que 4	Codes d'honoraires	
Nunavut	CIM 9 MC	11	5	Aucun	Les bases de données permettent l'inscription des codes d'intervention, mais cette information n'est pas saisie à l'heure actuelle.

Abréviations : Codes E, codes des causes extérieures de traumatismes; CIM 8, Classification internationale des maladies, huitième révision; CIM 9, Classification internationale des maladies, neuvième révision; CIM 9 MC, Classification internationale des maladies, neuvième révision, modification clinique; codes V, codes supplémentaires.

Remarque : pour le Nouveau Brunswick et les Territoires du Nord Ouest, les données d'enquête étaient incomplètes ou manquantes. Par conséquent, cette province et ce territoire ont été exclus de l'analyse.

l'enquête. Toutes les provinces et les territoires ont utilisé les codes de la CIM pour consigner la majorité des diagnostics. En Saskatchewan et au Manitoba, dans les années 1970, on s'est d'abord servi des codes de diagnostic de la CIM-8*. Le Manitoba, l'Alberta et le Nunavut ont utilisé les codes de la CIM-9-MC†. Au Yukon, les diagnostics ont été consignés au moyen des codes de la CIM-9‡ ainsi que de texte de forme libre. L'Ontario s'est servie aussi bien des codes de la CIM-8 que des codes de la CIM-9, aucun des systèmes n'ayant cependant été utilisé dans son intégralité. En Saskatchewan, les codes de la CIM-9 n'ont pas tous été employés pour consigner les diagnostics.

Les répondants de toutes les provinces sauf trois ont affirmé qu'un seul diagnostic est consigné pour chaque demande de remboursement dans leur BDSM. En Colombie-Britannique, on peut trouver jusqu'à trois champs de diagnostic dans certaines des demandes. La base de données de la Nouvelle-Écosse contient, pour certaines années, trois codes de diagnostic différents. La base de données de l'Alberta renferme aussi trois champs de diagnostic, bien que les répondants aient souligné que le deuxième et le troisième champs n'étaient pas remplis de façon uniforme dans tous les fichiers. Les bases de données du Yukon et du Nunavut contiennent des champs de diagnostic multiples.

Les codes de diagnostic ont été saisis avec un degré de précision variable, les codes à trois chiffres étant les plus communs. Quoique l'information concernant les interventions ait été fournie le plus souvent au moyen des codes d'honoraires, d'autres systèmes de codage des interventions ont été utilisés, notamment la Classification canadienne des interventions en Nouvelle-Écosse et en Alberta.

Lieu de prestation des services

On a constaté, d'après les réponses obtenues, que les BDSM ne contiennent pas toutes un ou des champs indiquant le lieu de prestation des services (voir le tableau 3); il faut parfois se reporter au code d'honoraires et au lieu de facturation pour connaître le lieu de prestation des services. Toutefois, dans toutes les provinces et les territoires, il est possible de distinguer les services aux malades hospitalisés des autres types de services.

Éléments inclus dans les BDSM et éléments exclus

Le tableau 3 fournit de l'information, tirée de l'enquête, sur les relevés venant de fournisseurs de soins à l'extérieur de la province. Les répondants de quatre provinces (Terre-Neuve-et-Labrador, Nouvelle-Écosse, Manitoba et Colombie-Britannique) ont signalé que ces fichiers étaient versés dans une base de données distincte. En ce qui concerne les autres provinces et territoires, les répondants ont indiqué qu'un code ou un champ particulier, à l'intérieur de la BDSM, pouvait être utilisé pour désigner les relevés venant de l'extérieur de la province.

Le dernier point de l'enquête portait sur la consignation des relevés venant des médecins rémunérés à l'acte et ceux des médecins non rémunérés à l'acte. À l'exception de Terre-Neuve-et-Labrador et du Québec, les répondants ont indiqué que les BDSM renfermaient des relevés pour les services provenant de médecins non rémunérés à l'acte. Toutefois, ces répondants ont également fait remarquer qu'il n'était pas toujours possible de déterminer si tous les relevés venant de médecins non rémunérés à l'acte étaient inclus. Ce problème peut être attribuable aux changements survenus dans les régimes de soins médicaux au fil du temps et/ou à un manque de documentation sur les autres régimes de rémunération. Dans six provinces ou territoires, les répondants ont affirmé que les BDSM renfermaient un champ permettant de distinguer les relevés soumis par des médecins rémunérés à l'acte des relevés soumis par des médecins rémunérés autrement. Dans trois provinces, il faut se reporter à un registre des fournisseurs de soins pour différencier ces deux types de relevés.

Données de l'ICIS sur les modes de rémunération des médecins

On s'est servi des données secondaires de l'ICIS pour examiner les modes de rémunération des médecins utilisés par les provinces et les territoires, ce qui pourrait influer sur l'exhaustivité des BDSM. Dans les territoires, ces données n'étaient pas toujours disponibles, et elles n'ont donc pas été prises en compte. Dans la figure 1, le pourcentage de médecins équivalents temps plein payés selon un mode autre que la rémunération à l'acte (services cliniques rémunérés autrement) est indiqué pour les années financières 1999-2000 et 2005-2006; cette dernière année est la plus récente qu'on puisse obtenir de l'ICIS. Ce pourcentage a connu une hausse dans toutes les provinces, à l'exception de la Colombie-Britannique et de Terre-Neuve-et-Labrador. La plus importante hausse absolue concerne le Nouveau-Brunswick (17,3 %) et l'Île-du-Prince-Édouard (15,0 %). Après regroupement des données pour les quatre provinces de l'Atlantique, le pourcentage des médecins équivalents temps plein rémunérés selon d'autres modes de paiement des services cliniques est passé de 20,3 % à 25,6 %. On a également observé une importante augmentation absolue en Saskatchewan (6,5 %). La figure 2 fournit des données sur les autres modes de paiement des services cliniques aux médecins pour les années financières 1999-2000 et 2008-2009. Dans l'ensemble, la proportion occupée par ce type de paiements dans les quatre provinces de l'Atlantique est passée de 23,8 % à 39,8 %. D'importantes hausses entre les deux années à l'étude ont également été constatées en Ontario et en Saskatchewan.

Analyse

Nous n'avons repéré qu'une seule autre étude publiée décrivant de façon systématique les caractéristiques des BDSM au Canada, étude portant sur la base de données de la Saskatchewan[16]. Toutefois, des études antérieures visant à comparer les bases de données administratives sur les médicaments d'ordonnance de plusieurs

* *Classification internationale des maladies, huitième révision.*

† *Classification internationale des maladies, neuvième révision, modification clinique.*

‡ *Classification internationale des maladies, neuvième révision.*

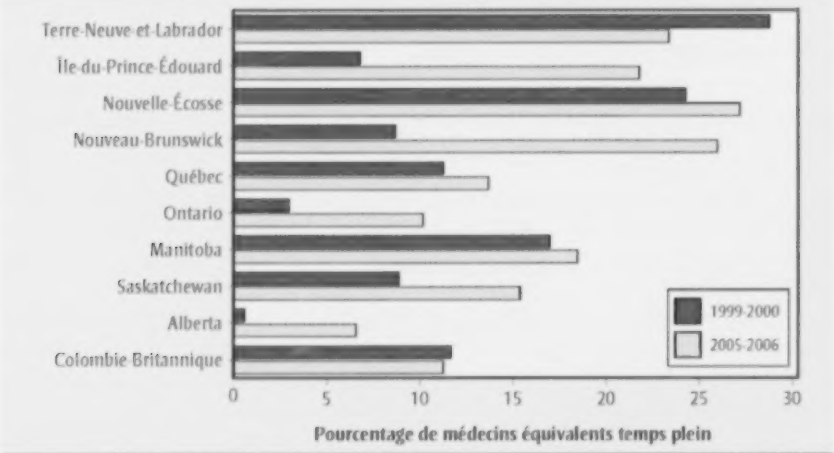
TABLEAU 3
Principales caractéristiques des bases de données sur les services médicaux au Canada : lieu de prestation des services et exhaustivité

Province/ territoire	Catégories pour le lieu de prestation des services	Services reçus à l'extérieur de la province	Relevés soumis selon le système de facturation fictive	Indicateur de facturation fictive
Colombie-Britannique	Les lieux de prestation dans la province et à l'extérieur du pays sont indiqués. Les lieux des services, y compris les hôpitaux et les cliniques, sont disponibles à partir de 1990.	Inscrits dans une base de données distincte	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets.	Oui. À partir de 1999, les factures fictives peuvent être signalées au moyen d'un indicateur.
Alberta	Les lieux de prestation des services sont repérables en fonction de l'adresse.	Indiqués dans un champ de la base de données	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets.	Oui
Saskatchewan	Pour les services en cabinet, services aux malades hospitalisés, services de consultation externe, services à domicile et autres, le lieu de prestation n'est pas indiqué; médecins en salle d'urgence. Les codes d'honoraires sont également utilisés pour désigner les services fournis à l'hôpital. Le lieu de prestation des services est devenu un champ obligatoire dans les années 1980, mais la date exacte est inconnue. Ce champ n'est pas validé.	Indiqués par un champ dans la base de données	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets.	Oui
Manitoba	Les catégories de lieux de prestation dans les hôpitaux sont indiquées dans un champ. Les services fournis dans d'autres lieux, y compris les soins à domicile et les foyers de soins infirmiers, sont indiqués en fonction des codes d'honoraires. Les services fournis en clinique sont indiqués d'après le lieu de facturation.	Indiqués dans une base de données distincte. Disponibles depuis 1993-1994	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets	Non. Les factures fictives peuvent être signalées au moyen des renseignements contenus dans le registre des fournisseurs de soins.
Ontario	Dans les données actuelles, il n'y a pas de champ pour le lieu de prestation des services. Les lieux sont indiqués à partir des codes d'honoraires et/ou des numéros d'identification des établissements. Un numéro d'identification maître pour les hôpitaux est inscrit pour les services fournis à l'hôpital.	Désignés par un code numérique dans la base de données ou par un code d'honoraires ou le numéro d'identification du médecin	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets.	Oui
Québec	Deux lieux principaux : cabinets privés (p. ex. cabinet/clinique) et établissements (p. ex. hôpital). Pour les établissements, on compte plus de 40 catégories de lieux de prestation, dont établissements privés, hôpitaux, services de laboratoire, diagnostic et radiologie, cliniques de physiothérapie, centres d'accueil pour enfants et adolescents, agences fédérales, universités, cliniques privées, laboratoires privés d'orthotique prosthétique, centres de détention.	Indiqués par un code numérique dans la base de données	Non	Non
Île-du-Prince-Édouard	On utilise actuellement 25 codes : cabinets, consultations à domicile, services aux malades hospitalisés, services de consultation externe, autres cabinets, chirurgies d'un jour, cliniques spécialisées, établissements de soins communautaires, autres sites, cliniques de l'UPEI, centres de désintoxication, cliniques « premier client », radiologie pour malades hospitalisés, cliniques de nuit, radiologie pour malades externes, spécialiste invité au Prince County Hospital, spécialiste invité au Queen Elizabeth Hospital, cabinets ouverts le samedi et le dimanche, radiologie, fournisseurs de soins dans tout type d'établissement, urgence avec radiologie, cliniques sans rendez vous, cabinets dentaires publics, cabinets dentaires privés, hygiénistes dentaires publics.	Indiqués par un code numérique dans la base de données	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets. Le 1er juillet 2008, on a instauré le Clinical Work Incentive (une mesure incitative en faveur de la facturation fictive); à partir de cette date, les renseignements sur la facturation fictive sont plus complets.	Non. Les factures fictives peuvent être signalées au moyen des relevés des médecins ou du numéro de spécialité.
Nouvelle-Écosse	Cabinets, centres correctionnels, soins à domicile dispensés par les hôpitaux, soins à domicile, services d'hospitalisation, foyers de soins infirmiers. Les lieux de prestation dans les hôpitaux comprennent : désintoxication, salle des urgences, soins intensifs, services aux malades hospitalisés, unité néonatale, services de consultation externe.	Inscrits dans une base de données distincte	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets.	Oui, à partir de 1997
Terre-Neuve-et-Labrador	Soins à domicile, cabinets, services aux malades hospitalisés, services de consultation externe, salles des urgences.	Inscrits dans une base de données distincte	Non	Non
Yukon	Cabinets/cabinets de praticiens, soins à domicile, services aux malades hospitalisés, services de consultation externe, laboratoires, cliniques de spécialités chirurgicales, établissements de soins communautaires, autres, cliniques à l'extérieur de la ville, foyers de soins infirmiers, injection, anesthésie, services d'assistants chirurgicaux, admissions, maternité, centres de détention.	Inscrits dans un champ de la base de données	Oui, mais on ne sait pas si les renseignements sont complets.	Oui
Nunavut	Aucun champ pour le lieu de prestation des services	Désignés par un code numérique dans la base de données	Non	Non

Abréviation : UPEI, University of Prince Edward Island.

Remarque : Pour le Nouveau Brunswick et les Territoires du Nord Ouest, les données d'enquête étaient incomplètes ou manquantes. Par conséquent, cette province et ce territoire ont été exclus de l'analyse.

FIGURE 1
Médecins équivalents temps plein payés selon un mode autre que la rémunération à l'acte (services cliniques rémunérés autrement), par province, 1999-2000 et 2005-2006



Source : Institut canadien d'information sur la santé.[11,16]

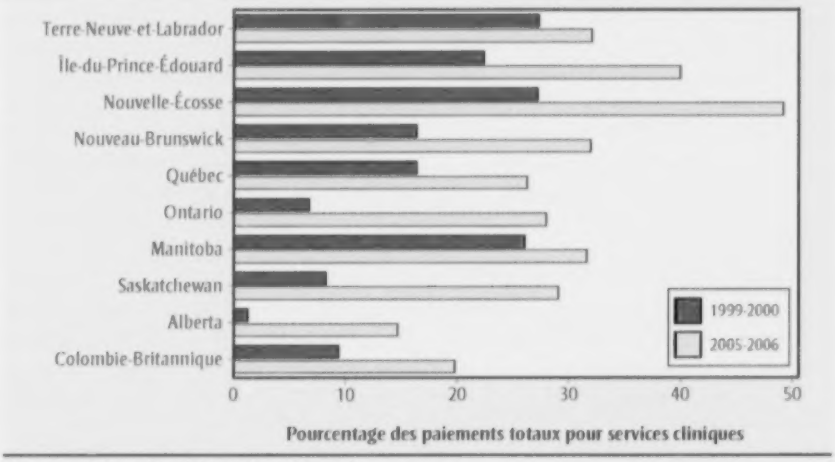
provinces canadiennes ont révélé des différences dans les caractéristiques des patients, des fournisseurs de soins et des médicaments[10]. Ces constatations sont conformes à celles de cette étude, qui ont mis en lumière l'hétérogénéité de bon nombre des caractéristiques des BDSM au Canada, notamment les années où des données sont disponibles, la classification des spécialités des fournisseurs de soins, les éléments inclus dans les bases de données et les éléments exclus, et le codage des diagnostics, des interventions et des lieux de prestation des services.

Les BDSM sont une source extraordinaire d'information dont peuvent tirer profit les activités de recherche et de surveillance portant sur la santé de la population et les services de santé au Canada. Le Système national de surveillance des maladies chroniques fait appel aux bases de données administratives sur la santé pour fournir des données longitudinales comparables sur la prévalence et l'incidence des maladies chroniques, et ainsi renforcer les mesures de surveillance mises en place par les provinces et les territoires. L'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé de Statistique Canada relie les bases de données administratives sur la santé avec les données des enquêtes sur la santé de la population, notamment l'Enquête nationale sur la santé de la population et l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, de manière à faciliter la recherche pancanadienne sur les déterminants de la santé et les résultats en matière de santé, et sur la relation entre ces deux éléments[17].

Cependant, les différences relevées dans les BDSM à l'échelle du Canada sont un point important à considérer si l'on veut pouvoir comparer les conclusions des études de recherche et de surveillance. Les changements constatés au fil du temps dans les estimations de la prévalence des maladies peuvent être attribuables, en partie, à des artefacts de mesures découlant des changements survenus dans les systèmes de codage (CIM), plutôt que refléter de véritables changements dans la distribution de la maladie au sein de la population[18]. La saisie incomplète des services dispensés par les médecins non rémunérés à l'acte peut entraîner un biais dans les estimations des tendances temporelles et des différences entre régions sanitaires[19]. Le nombre d'années au cours desquelles des données sont disponibles peut influer sur les résultats des études portant sur la durée d'exposition à une maladie donnée et sur le délai avant l'apparition de la maladie[20]. Les champs de diagnostic sous forme de texte, tels ceux relevés dans la BDSM du Yukon, peuvent exiger le recours à des techniques d'exploration des données pour l'attribution des codes de diagnostic[21], ce qui implique une méthodologie différente de celle utilisée dans d'autres provinces ou territoires pour confirmer les cas de maladie.

Certaines études pourraient ne pas être réalisables dans toutes les provinces et tous les territoires du Canada en raison des différences observées dans les systèmes de codage des données. Par exemple, certaines formes d'arthrite ne peuvent pas être consignées à l'aide des trois premiers chiffres de la CIM-9[22]. Les BDSM de l'Ontario et de la Saskatchewan ne contiennent pas tous les codes, qu'il s'agisse de la CIM-8 ou de la CIM-9, un

FIGURE 2
Paiements selon un mode autre que la rémunération à l'acte (services cliniques rémunérés autrement) versés aux médecins, par province, 1999-2000 et 2008-2009



Source : Institut canadien d'information sur la santé.[17]

problème qui peut engendrer des lacunes dans les observations. L'hétérogénéité des systèmes de codage peut nuire à la consignation uniforme de certains types d'interventions, par exemple la pose d'un plâtre ou l'immobilisation d'un membre, qui servent à vérifier les cas de fractures[23,24], ou encore les endoscopies ou colonoscopies, qui ont fait l'objet de recherches antérieures à l'échelle du Canada[11].

Points forts et limites de l'étude

Bien que notre étude soit la première à décrire les caractéristiques des BDSM de plusieurs des provinces et territoires, elle n'est pas sans comporter certaines limites. Notre étude reposait sur un échantillon choisi par nos soins; il se pourrait que les informateurs clés n'aient pas eu toute l'information nécessaire sur les caractéristiques des BDSM, selon la période considérée ou la zone géographique concernée à l'intérieur d'une province ou d'un territoire. Autre limite : la qualité des données associées aux différentes caractéristiques n'a pas été examinée[25]. Par exemple, l'étude ne s'est pas penchée sur l'exactitude ou le caractère complet des champs renfermant les codes désignant les lieux de prestation des services.

Notre étude a mis en lumière un riche éventail d'occasions d'explorer davantage l'utilité et la comparabilité des BDSM dans le contexte des initiatives pancanadiennes de recherche et de surveillance. Dans le passé, la recherche sur la possibilité de biais causé par la durée de la période d'observation et le caractère incomplet des données d'estimation de la prévalence et de l'incidence s'est souvent concentrée sur les registres du cancer et sur les données venant d'une seule province ou d'un seul territoire[26,27]. Les techniques de simulation informatisée et de modélisation statistique qui ont été proposées pour estimer ou corriger ces effets[28,29] pourraient être élargies à plusieurs provinces ou territoires. On pourrait aussi se servir des études méthodologiques sur l'utilité d'autres bases de données administratives, par exemple les bases de données sur les médicaments délivrés sur ordonnance, lorsqu'il s'agit d'évaluer l'exhaustivité des BDSM relativement à la surveillance des maladies chroniques[8], ce qui permettrait d'établir des comparaisons entre plusieurs provinces et territoires. Dans une étude récente sur les méthodes permettant de confirmer les cas de maladie chronique dans les bases de données administratives sur la santé, on a conclu à la nécessité d'évaluer la validité des codes de diagnostic d'une population à l'autre et au fil du temps, pour s'assurer que les algorithmes de détection des cas pouvaient être généralisés[30]. D'autres caractéristiques des BDSM exigent un examen, notamment les procédures d'accès aux données, les codes d'honoraires et les procédures de couplage des données. Par exemple, on a constaté des différences marquées dans les honoraires applicables à la colonoscopie et à l'endoscopie à partir des barèmes d'honoraires des provinces et des territoires[11]. Il pourrait également y avoir des différences dans les types d'interventions et de services pour lesquels les codes d'honoraires ont été établis. Bien qu'un nombre croissant d'études fassent un couplage entre les BDSM et d'autres sources de données administratives, cliniques et tirées d'enquêtes sur la population[31-33], nous n'avons pas examiné dans quelle mesure la capacité d'effectuer de tels couplages pourrait varier d'une province et d'un territoire à l'autre.

En résumé, cette étude a mis en lumière des différences dans un certain nombre de caractéristiques des BDSM d'une province et d'un territoire à l'autre. Ces différences pourraient nuire à la comparabilité des activités de recherche et de surveillance à l'échelle du Canada. Des études qui exploreraient l'effet potentiel de ces différences seraient utiles aux chercheurs, aux épidémiologistes et aux décideurs du domaine de la santé au Canada.

Remerciements

Cette étude a été réalisée grâce au financement fourni par les Instituts de recherche en santé du Canada à Lisa M. Lix et à H. Quan, et grâce aux fonds octroyés par le Centennial Research Chair Program de l'Université de la Saskatchewan à Lisa M. Lix. Les auteurs remercient les nombreuses personnes qui ont participé à la recherche, notamment Michael A. Ruta (gouvernement du Nunavut), la Dre Gillian Bartlett (Université McGill), Deanna Rothwell (Hôpital d'Ottawa, Institut de recherche de l'Hôpital d'Ottawa et Institut de recherche en services de santé), Nedeene R. L. Hudema (Saskatchewan Health Quality Council), Nadine MacLean (Health PEI), la Dre Carol McClure (PEI Department of Health and Wellness), le Dr Khokan C. Sikdar (Newfoundland and Labrador Centre for Health Information), Robert Fisk, Kim Reimer et Jenny Sutherland (Population Health Surveillance and Epidemiology Population and Public Health, BC Ministry of Health), Mike Tribes (expert-conseil, Yukon) et Charles Burchill (Manitoba Centre for Health Policy, Université du Manitoba).

Les auteurs désirent également remercier les chercheurs de l'équipe chargée de la surveillance et des résultats en matière d'hypertension, nommément la Dre Karen Tu, la Dre Brenda Hemmelgarn, le Dr Norman Campbell, le Dr Finlay McAlister, le Dr Michael Hill, la Dre Nadia Khan, le Dr Andreas Wielgosz, le Dr Gary Teare, Mark Smith, Larry Svenson, le Dr Oliver Baclic, la Dre Gillian Bartlett, la Dre Sulan Dai, Jay Onysko et la Dre Helen Johansen.

La présente étude repose en partie sur des renseignements fournis par le ministère de la Santé de la Saskatchewan. L'interprétation et les conclusions formulées par les auteurs ne représentent pas nécessairement la position du gouvernement de la Saskatchewan ou du ministère de la Santé de la Saskatchewan.

Références

1. Clottey C, Mo F, LeBrun B, Mickelson P, Niles J, Robbins G. La mise sur pied du Système national de surveillance du diabète (SNSD) au Canada. Maladies chroniques au Canada 2001;22:75 7.

2. Khan L, Mincemoyer S, Gabbay RA. Diabetes registries: where we are and where are we headed? Diabetes Technol Ther. 2009;11:255 62.

3. Dai S, Robitaille C, Bancej C, Loukine L, Waters C, Baclic O. Note de synthèse Rapport du Système national de surveillance des maladies chroniques : L'hypertension au Canada, 2010. Maladies chroniques au Canada 2010;31:46 7.

4. Bernatsky S, Joseph L, Pineau CA, Bélisle P, Boivin JF, Banerjee D et collab. Estimating the prevalence of polymyositis and dermatomyositis from administrative data: age, sex, and regional differences. Ann Rheum Dis. 2009;68:1192 6.

5. Bernstein CN, Wajda A, Svenson LW et al. The epidemiology of inflammatory bowel disease in Canada: a population based study. Am J Gastroenterol. 2006;101:1559 68.

6. Kisely S, Lin E, Lesage A, MacKenzie A, Koehoorn M, Jackson M et collab. Use of administrative data for the surveillance of mental disorders in 5 provinces. Can J Psychiatry. 2009;54:571 5.

7. Campbell N, Onysko J; Canadian Hypertension Education Program; Outcomes Research Task Force. The Outcomes Research Task Force and the Canadian Hypertension Education Program. Can J Cardiol. 2006;22:556 8.

8. Alshammari AM, Hux JE. The impact of non fee for service reimbursement on chronic disease surveillance using administrative data. Can J Public Health. 2009;100:472 4.

9. Campbell N, Chen G. Canadian efforts to prevent and control hypertension. Can J Cardiol. 2010;26(Suppl C):14C 17C.

10. Miller E, Blatman B, Einarson TR. A survey of population based drug databases in Canada. CMAJ. 1996;154:1855 64.

11. Roth LS, Adams PC. Variation in physician reimbursement for endoscopy across Canada. Can J Gastroenterol. 2009;23:503 5.

12. Institut canadien d'information sur la santé. Base de données nationale sur les médecins, 2008 2009. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé; 2010.

13. Institut canadien d'information sur la santé. Les médecins au Canada : État des programmes relatifs aux autres modes de paiement, 1999 2000. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé; 2001.

14. Institut canadien d'information sur la santé. Les médecins au Canada : État des programmes relatifs aux autres modes de paiement, 2005 2006. Ottawa (Ont.): Institut canadien d'information sur la santé; 2008.

15. Institut canadien d'information sur la santé. Profil des médecins selon le mode de rémunération : regard sur trois provinces. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé; 2010.

16. Downey W, Beck C, McNutt M, Stang M, Osei W, Nichol J. Health databases in Saskatchewan. Dans : Strom BL (dir.). Pharmacoepidemiology, 3e éd. New York: Wiley; 2000;325 45.

17. Statistique Canada. Au sujet de l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé. Série de documents de travail de la recherche sur la santé [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2011 [consultation le 28 nov. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/pub/82 622 x/2011008/intro fra.htm

18. Statistique Canada. Comparabilité de la CIM 10 et de la CIM 9 pour les statistiques de la mortalité au Canada. 84 548 XIF [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2005 [consultation le 28 nov. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/pub/84 548 x/84 548 x2005001 fra.htm

19. Parkin DM, Bray F. Evaluation of data quality in the cancer registry: principles and methods Part II. Completeness. Eur J Cancer. 2009;45:756 64.

20. Cox E, Martin BC, Van Staa T, Garbe E, Siebert U, Johnson ML. Good research practices for comparative effectiveness research: approaches to mitigate bias and confounding in the design of nonrandomized studies of treatment effects using secondary data sources: The International Society for Pharmacoeconomics and Outcomes Research Good Research Practices for Retrospective Database Analysis Task Force Report Part II. Value in Health. 2009;12:1053 61.

21. Mullins IM, Siadaty MS, Lyman J, Scully K, Garrett CT, Miller WG et collab. Data mining and clinical data repositories: insights from a 667,000 patient data set. Comput Biol Med. 2006;36:1351 77.

22. Katz JN, Barrett J, Liang MH, Bacon AM, Kaplan H, Kieval RI et collab. Sensitivity and positive predictive value of Medicare Part B physician claims for rheumatologic diagnoses and procedures. Arthritis Rheum. 1997;40:1594 1600.

23. Leslie WD, Tsang JF, Lix LM. Validation of ten year fracture risk prediction: a clinical cohort study from the Manitoba Bone Density Program. Bone 2008;43:667 71.

24. Jean S, Candas B, Belzile E, Morin S, Bessette L, Dodin S et collab. Algorithms can be used to identify fragility fracture cases in physician claims databases. Osteoporos Int. 2012;23:483 501.

25. Karr AF, Sanil AP, Banks DL. Data quality: a statistical perspective. Stat Methodol. 2006;3:137 73.

26. McClish D, Penberthy L. Using multivariate capture recapture techniques and statewide hospital discharge data to assess the validity of a cancer registry for epidemiologic use. Health Serv Outcomes Res Methodol. 2004;5:141 52.

27. Capocaccia R, de Angelis R. Estimating the completeness of prevalence based on cancer registry data. Stat Med. 1997;16:425 40.

28. Silcocks PB, Robinson D. Simulation modelling to validate the flow method for estimating completeness of case ascertainment by cancer registries. J Public Health. 2007;29:455 62.

29. Bernatsky S, Joseph L, Bélisle P, Boivin JF, Rajan R, Moore A et collab. Bayesian modelling of imperfect ascertainment methods in cancer studies. Stat Med. 2005;24:2365 79.

30. Manuel DG, Rosella LC, Stukel TA. Importance of accurately identifying disease in studies using electronic health records. BMJ. 2010;341:c4226.

31. Lix LM, Yogendran MS, Shaw SY, Burchill C, Metge C, Bond R. Sources de données des populations utilisées en surveillance des maladies chroniques. Maladies chroniques au Canada 2008;29:34 42.

32. Muhajarine N, Mustard C, Roos LL, Young TK, Gelskey DE. Comparison of survey and physician claims data for detecting hypertension. J Clin Epidemiol. 1997;50:711 8.

33. Roos LL, Brownell M, Lix L, Roos NP, Walld R, MacWilliam L. From health research to social research: privacy, methods, approaches. Soc Sci Med. 2008;66:117 29.

Utilisation d'enquêtes nationales pour la surveillance de la santé mentale des personnes présentant une déficience intellectuelle au Canada

I. A. Bielska, M. Sc. (1); H. Ouellette-Kuntz, M. Sc. (1,2); D. Hunter, Ph. D. (1)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Contexte : On observe davantage de problèmes de santé, dont des troubles psychiatriques et comportementaux, chez les personnes présentant une déficience intellectuelle que dans l'ensemble de la population. Cependant, on dispose au Canada de peu de données fondées sur des études de population concernant les personnes qui présentent un double diagnostic de trouble psychiatrique et de déficience intellectuelle. L'objectif de cette étude était de déterminer si l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) de 2005 et l'Enquête sur la participation et les limitations d'activités (EPLA) de 2006 pouvaient être utilisées pour estimer la fréquence des cas de double diagnostic au Canada.

Méthodologie : Nous avons mené une analyse secondaire de ces deux enquêtes de population afin de déterminer si elles pouvaient être utilisées pour estimer la prévalence des troubles psychiatriques ou comportementaux chez les adultes présentant une déficience intellectuelle au Canada.

Résultats : La prévalence des déficiences intellectuelles estimée à partir des enquêtes (ESCC : 0,2 % et EPLA : 0,5 %) est considérablement plus faible que les données sur la prévalence publiées dans la littérature. Bien qu'il ait été possible de calculer la proportion de personnes ayant reçu un double diagnostic (ESCC : 30,6 % et EPLA : 44,3 %), les enquêtes ont été d'une utilité limitée pour la réalisation d'analyses détaillées. Les estimations de la prévalence effectuées à partir des enquêtes, et en particulier de l'ESCC, étaient de qualité insuffisante, du fait d'une forte variabilité de l'échantillonnage ainsi que d'un biais de sélection.

Conclusion : Il convient d'interpréter les estimations avec prudence étant donné la représentativité discutable de l'échantillon de personnes présentant une déficience intellectuelle dans les enquêtes nationales.

Mots-clés : Retard mental, trouble mental, déficience intellectuelle, enquêtes sur la santé, recherche sur les services de santé

Introduction

On peut définir la déficience intellectuelle comme une atteinte permanente qui se manifeste avant l'âge de 18 ans et caractérisée par une limitation des fonctions intellectuelles et du comportement d'adaptation[1]. Elle affecte jusqu'à 3 % de la population[2]. Selon la majorité des études, elle touche davantage les hommes que les femmes[1,4]. La prévalence de la déficience intellectuelle diagnostiquée augmente avec l'âge chez les enfants et les adolescents[2]. Toutefois, dans les études portant sur la prévalence menées auprès d'adultes, les taux sont systématiquement inférieurs à 1 %[5]. Par rapport à l'ensemble de la population, les personnes présentant une déficience intellectuelle sont plus susceptibles d'avoir des problèmes de santé[6,7], dont des troubles psychiatriques ou comportementaux[8]. Au Canada, l'expression « double diagnostic », selon la définition de l'Association canadienne pour la santé mentale*, renvoie habituellement à une personne qui présente à la fois une maladie mentale et une déficience intellectuelle. Selon les études menées sur le sujet, la proportion de personnes présentant une déficience intellectuelle et ayant eu un diagnostic concomitant de trouble psychiatrique ou comportemental varie entre 14 % et 64 %, selon la population à l'étude et les critères diagnostiques utilisés[9-14].

Bien que jusqu'à 3 % des Canadiens puissent présenter une déficience intellectuelle, aucune étude n'a porté sur la possibilité d'utiliser des enquêtes nationales sur la santé à des fins de recherche auprès de cette population. Pour combler cette lacune, nous avons examiné deux enquêtes nationales sur la santé, à savoir l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) et l'Enquête sur la participation et les limitations d'activités (EPLA), afin de déterminer

* http://www.ontario.cmha.ca/about_mental_health.asp?cID=7598 (en anglais seulement).

Rattachement des auteurs :

1. Département d'épidémiologie et de santé communautaire, Université Queen's, Kingston (Ontario), Canada
2. Département de psychiatrie, Université Queen's, Kingston (Ontario), Canada

Correspondance : Hélène Ouellette-Kuntz, Carruthers Hall, 2nd floor, 62 Fifth Field Company Lane, Kingston (Ontario) K7L 3N6; tél. : 613 533-2901; téléc. : 613 533-6686; courriel : helene.kuntz@queensu.ca.

si elles pouvaient être utilisées pour effectuer une surveillance de la santé mentale chez les Canadiens présentant une déficience intellectuelle, dans le but d'aider éventuellement les responsables de la planification des services et des politiques à mieux connaître cette population.

Méthodologie

Nous avons effectué une analyse secondaire de deux enquêtes de population : l'ESCC et l'EPLA. L'ESCC cycle 3.1 (2005) est une enquête transversale menée auprès de 130 000 Canadiens de 12 ans ou plus et qui représente les résidents de l'ensemble des provinces et territoires[15]. Elle fait appel à une méthode d'échantillonnage en grappes stratifiée à plusieurs degrés. L'EPLA (2006) est une enquête transversale menée auprès de 47 500 personnes[16] et qui emploie une méthode d'échantillonnage stratifiée à deux phases. Le cadre d'échantillonnage utilisé pour la seconde phase comprenait toutes les personnes qui avaient déclaré une limitation relativement à diverses activités dans le recensement national de 2006. Nous avons combiné un autre jeu de données, contenant de l'information personnelle sur les personnes qui ont rempli le formulaire du recensement mais qui n'ont pas indiqué de limitation d'activité, et le jeu de données de l'EPLA. Pour l'EPLA, on avait accepté les réponses fournies par des enquêtés-substituts lorsque le répondant choisi était absent pendant l'enquête, ne parlait ni anglais ni français ou ne pouvait participer à l'enquête en raison d'une atteinte physique ou mentale[16]. Pour l'ESCC, on n'avait pas permis à des enquêtés-substituts de répondre à certaines questions. Autant pour l'ESCC que pour l'EPLA, les personnes vivant dans une réserve indienne, dans une base des Forces canadiennes ou en institution ont été exclues du cadre d'échantillonnage[15,16].

Statistique Canada nous a permis d'utiliser les fichiers principaux de l'enquête au Centre de données de recherche de l'Université Queen's, et nous avons obtenu l'autorisation du Comité d'éthique de la recherche de l'Université Queen's.

Mesure du double diagnostic

Afin d'estimer la proportion d'adultes présentant une déficience intellectuelle, on a demandé, dans l'ESCC : « Êtes-vous atteint d'autisme ou de toute autre forme de trouble du développement tel que le syndrome de Down, le syndrome d'Asperger ou le syndrome de Rett? »[17]. Dans l'EPLA, on a posé la question suivante : « Est-ce qu'un médecin, un psychologue ou un autre professionnel de la santé a déjà dit que vous aviez une déficience intellectuelle ou un trouble de développement? »[18]. Des affections telles que le syndrome de Down, l'autisme, le syndrome d'Asperger et les troubles mentaux dus à un manque d'oxygène à la naissance ont été données en exemple aux répondants de l'EPLA.

Pour inscrire un sujet dans la catégorie « double diagnostic », nous avons croisé les réponses fournies à la question portant sur la déficience intellectuelle avec celles fournies aux questions de l'enquête portant sur les maladies mentales autodéclarées. Dans l'ESCC, la maladie mentale était définie comme le fait de présenter un ou plusieurs des troubles suivants : schizophrénie, troubles de l'humeur (dépression, trouble bipolaire, manie, dysthymie), troubles de l'anxiété (phobie, trouble obsessionnel-compulsif, trouble panique) ou troubles de l'alimentation (anorexie, boulimie)[17]. Dans l'EPLA, on a évalué la maladie mentale en demandant aux répondants de fournir des précisions sur des troubles émotionnels, psychologiques ou psychiatriques ayant duré 6 mois ou plus, ou bien dont on prévoyait qu'ils allaient durer 6 mois ou plus[18]. Ces troubles englobaient notamment les phobies, la dépression, la schizophrénie et la consommation d'alcool et de drogues.

Mesure des variables personnelles

L'analyse portait sur des données concernant le sexe, l'âge et la province de résidence des répondants. Seules les personnes de 18 ans ou plus ont été incluses. Les données portant sur la province de résidence ont été regroupées de façon à former cinq aires géographiques, à savoir la Colombie-Britannique et l'Alberta; la Saskatchewan et le Manitoba; l'Ontario; le Québec; les provinces de l'Atlantique (Nouveau-Brunswick, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard, Terre-Neuve-et-Labrador). Le Yukon, les Territoires du Nord-Ouest et le Nunavut ont été exclus, car les données étaient insuffisantes.

Gestion des données

Dans notre analyse des deux enquêtes, nous n'avons pas tenu compte des réponses lorsque les sujets avaient indiqué « refus » ou « ne sait pas » ou lorsque la réponse n'était pas précisée. Nous avons utilisé la version 6.0 du logiciel SPSS de Sun Ray Microsystems pour l'analyse des enquêtes nationales. Les données associées à un dénombrement inférieur à 5 (dans le cas de l'ESCC) ou à 10 (dans le cas de l'EPLA) ont été supprimées, et les estimations n'ont pas été diffusées pour des raisons de confidentialité. Nous avons appliqué aux données la pondération appropriée. Afin de calculer les intervalles de confiance (IC) à 95 % associés aux estimations de prévalence dans l'ESCC, nous avons utilisé des poids *bootstrap* et les macros BOOTVAR de Statistique Canada pour la version 14.0 du logiciel SPSS (SPSS, Chicago, Illinois). Pour l'EPLA, nous avons utilisé des poids *bootstrap* pour la version 10.0 du logiciel STATA (StataCorp LP, College Station, Texas).

Pour évaluer la qualité des données, nous avons calculé le coefficient de variation de chaque estimation en divisant l'erreur-type de l'estimation par la valeur de l'estimation elle-même, conformément aux procédures de Statistique Canada sur la diffusion de données. La qualité de l'estimation a été quantifiée par Statistique Canada en fonction de la taille du coefficient de variation, une valeur peu élevée correspondant à une variabilité moindre dans la population échantillonnée[15]. Il faut faire preuve de prudence en ce qui concerne les estimations associées à un coefficient de variation situé entre 16,5 % et 33,3 % en raison de la forte variabilité de l'échantillonnage. Statistique Canada recommande de ne pas diffuser les estimations associées à un coefficient de variation supérieur à 33,3 %[15,16].

Analyse des données

Nous avons calculé la proportion de personnes présentant une déficience intellectuelle au sein de la population. Nous avons également calculé la proportion de personnes présentant une déficience intellectuelle en fonction de l'âge et du sexe par aire géographique et le pourcentage (ainsi que les IC à 95 %) de personnes présentant une déficience intellectuelle et un trouble psychiatrique ou comportemental concomitant.

Résultats

Prévalence des déficiences intellectuelles au Canada

En utilisant l'ESCC cycle 3.1 (2005), nous avons estimé que 51 655 adultes canadiens, soit 0,2 % (IC à 95 % : 0,17 % à 0,26 %) de la population canadienne adulte, présentaient une déficience intellectuelle (tableau 1). Cette estimation était plus élevée lorsque nous utilisions l'EPLA (2006), à savoir 0,5 % (IC à 95 % : 0,43 % à 0,56 %), ce qui représente 112 919 personnes. Dans l'ESCC, la prévalence de la déficience intellectuelle était de 0,2 % à la fois chez les hommes (IC à 95 % : 0,18 % à 0,30 %) et chez les femmes (IC à 95 % : 0,12 % à 0,25 %, forte variabilité d'échantillonnage). Ces proportions étaient plus élevées dans l'EPLA, à savoir que 0,6 % (IC à 95 % : 0,47 % à 0,68 %) des hommes et 0,4 % (IC à 95 % : 0,34 % à 0,50 %) des femmes présentaient une déficience intellectuelle. Analysée en fonction de l'âge, la proportion de personnes présentant une déficience intellectuelle était plus élevée dans l'EPLA que dans l'ESCC pour la plupart des groupes d'âge. Dans l'EPLA, 35 % des personnes présentant une déficience intellectuelle avaient moins de 35 ans. Une proportion significativement moins élevée sur le plan statistique de personnes les plus âgées (groupe des 65 ans et plus) présentaient une déficience intellectuelle par rapport aux autres groupes d'âge de l'EPLA.

La répartition géographique des personnes présentant une déficience intellectuelle au Canada était semblable dans les deux enquêtes, mais les estimations de l'ESCC avaient tendance à être de mauvaise qualité. Dans l'EPLA, les estimations correspondant à la Colombie-Britannique et à l'Alberta, à la Saskatchewan et au Manitoba, à l'Ontario ainsi qu'aux provinces de l'Atlantique allaient de 0,5 % à 0,6 %. La prévalence estimative était plus faible chez les résidents du Québec (0,4 %), ce qui était statistiquement significatif par rapport aux autres régions géographiques.

Double diagnostic au Canada

D'après l'ESCC, la proportion d'adultes présentant une déficience intellectuelle et un double diagnostic était de 30,6 % (IC à 95 % : 21,1 % à 40,0 %), ce qui représente 15 783 Canadiens (tableau 2). Cette proportion était légèrement plus élevée dans l'EPLA, à savoir 44,3 % (IC à 95 % : 37,5 % à 51,1 %), soit 50 053 Canadiens. Les autres estimations de l'ESCC étaient de mauvaise qualité et étaient associées à un coefficient de variation élevé, ce qui en empêchait la publication. Dans l'EPLA, les estimations de la prévalence du double diagnostic étaient de 46,9 % (IC à 95 % : 37,1 % à 56,7 %) chez les hommes et

TABLEAU 1
Proportion de la population canadienne présentant une déficience intellectuelle, par sexe, âge et aire géographique : ESCC (2005) et EPLA (2006)

	ESCC		EPLA	
	Nombre	% (IC à 95 %)	Nombre	% (IC à 95 %)
Sexe				
Hommes	28 484	0,2 (0,18 à 0,30)	63 582	0,6 (0,47 à 0,68)
Femmes	23 171	0,2[a] (0,12 à 0,25)	49 337	0,4 (0,34 à 0,50)
Âge				
18 à 19 ans	—	—	6 288	0,8 (0,55 à 1,00)
20 à 24 ans	12 351	0,6[a] (0,32 à 0,79)	13 871	0,7 (0,59 à 0,82)
25 à 34 ans	14 606	0,4[a] (0,20 à 0,50)	19 798	0,5 (0,39 à 0,65)
35 à 44 ans	8 404	0,2[a] (0,10 à 0,23)	21 603	0,5 (0,37 à 0,57)
45 à 54 ans	8 751	0,2[a] (0,09 à 0,28)	25 623	0,5 (0,37 à 0,72)
55 à 64 ans	1 436	< 0,1[a] (0,01 à 0,07)	18 858	0,6[a] (0,27 à 0,85)
65 ans et plus	3 145	< 0,1[a] (0,03 à 0,13)	6 879	0,2[a] (0,09 à 0,28)
Aire géographique				
Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick	4 931	0,3[a] (0,15 à 0,39)	11 027	0,6 (0,56 à 0,74)
Québec	9 623	0,2[a] (0,09 à 0,24)	21 962	0,4 (0,28 à 0,49)
Ontario	19 377	0,2[a] (0,13 à 0,28)	45 913	0,5 (0,38 à 0,67)
Saskatchewan, Manitoba	4 118	0,3[a] (0,13 à 0,41)	9 054	0,6 (0,51 à 0,76)
Colombie-Britannique, Alberta	13 607	0,2[a] (0,15 à 0,33)	24 963	0,5 (0,38 à 0,56)
Total	51 655	0,2 (0,17 à 0,26)	112 919	0,5 (0,43 à 0,56)

Abréviations : EPLA, Enquête sur la participation et les limitations d'activités; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance.

Remarque : Les estimations sont ajustées au moyen de poids *bootstrap*.

[a] L'estimation est considérée comme étant de faible qualité en raison de la forte variabilité de l'échantillonnage.

TABLEAU 2
Proportion d'adultes présentant une déficience intellectuelle et ayant reçu un double diagnostic, par sexe, âge et aire géographique : ESCC (2005) et EPLA (2006)

	ESCC		EPLA	
	Nombre	% (IC à 95 %)	Nombre	% (IC à 95 %)
Sexe				
Hommes	8 594	30,2[E] (19,8 à 40,5)	29 826	46,9 (37,1 à 56,7)
Femmes	7 189	31,0[E] (15,1 à 46,9)	20 227	41,0 (31,5 à 50,5)
Âge				
18 à 19 ans	—	—	1 886	30,0[E] (17,2 à 42,8)
20 à 24 ans	—	—	5 599	40,4 (32,5 à 48,3)
25 à 34 ans	—	—	9 063	45,8 (33,0 à 58,6)
35 à 44 ans	2 636	31,3[E] (14,8 à 47,7)	10 916	50,5 (40,0 à 61,1)
45 à 54 ans	3 936	45,0[E] (18,1 à 71,9)	12 418	48,5[E] (31,2 à 65,7)
55 ans et plus	—	—	10 171	39,5[E] (20,5 à 58,6)
Aire géographique				
Terre-Neuve et Labrador, Île du Prince Édouard, Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick	1 970	40,0[E] (17,8 à 62,1)	4 021	36,5 (29,5 à 43,5)
Québec	—	—	10 066	45,8 (31,1 à 60,6)
Ontario	4 266	22,0[E] (8,2 à 35,9)	19 758	43,0 (29,3 à 56,8)
Saskatchewan, Manitoba	5 914	43,5[E] (24,4 à 62,5)	3 884	42,9 (32,2 à 53,7)
Colombie-Britannique, Alberta			12 323	49,4 (39,8 à 58,9)
Total	15 783	30,6 (21,1 à 40,0)	50 053	44,3 (37,5 à 51,1)

Abréviations : EPLA, Enquête sur la participation et les limitations d'activités; ESCC, Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes; IC, intervalle de confiance.

Remarque : Les estimations sont ajustées au moyen de poids bootstrap.

[E] L'estimation est considérée comme étant de faible qualité en raison de la forte variabilité de l'échantillonnage.

de 41,0 % (IC à 95 % : 31,5 % à 50,5 %) chez les femmes. Cependant, les intervalles de confiance étaient très grands, signe d'un faible degré de précision. La proportion de personnes ayant reçu un double diagnostic était plus faible chez les plus jeunes (18 à 19 ans), mais cette observation n'était pas statistiquement significative. En outre, la qualité de l'estimation était passable ou mauvaise. Il n'y avait pas de variation statistiquement significative entre les estimations restantes. La proportion de personnes ayant reçu un double diagnostic oscillait entre 37 % et 49 % selon l'aire géographique, et il n'y avait pas de différence statistiquement significative entre les estimations.

Qualité des estimations des enquêtes

Un nombre important d'estimations issues des enquêtes nationales étaient de mauvaise qualité ou de qualité inacceptable en raison d'une trop forte variabilité d'échantillonnage. Par conséquent, il s'est avéré impossible de tirer des conclusions à partir des estimations, en particulier dans le cas des données de l'ESCC. En effet, dans cette enquête, 3 estimations étaient d'une qualité suffisante pour la diffusion, 19 estimations étaient de qualité passable ou mauvaise, et 6 étaient de qualité inacceptable et ne pouvaient être diffusées. Pour l'EPLA, 27 estimations étaient d'une qualité suffisante pour être diffusées, et 5 seulement étaient de qualité passable ou mauvaise.

Analyse

Identification de la population présentant une déficience intellectuelle

La prévalence de la déficience intellectuelle déterminée à partir de l'ESCC et de l'EPLA était considérablement plus faible que la prévalence déclarée pour cette population, et surtout par rapport aux estimations englobant les enfants. Selon une récente méta-analyse de 52 études (études de cohorte, études cas-témoin, études transversales), la prévalence de la déficience intellectuelle est de 1,04 %, avec un taux plus faible chez les adultes (0,49 %)[5]. Dans l'ESCC, 0,2 % des Canadiens avaient déclaré présenter une déficience intellectuelle, et dans l'EPLA, la prévalence estimative était de 0,5 %. Cette divergence est due à des différences dans les populations échantillonnées ayant participé aux enquêtes ainsi que dans la façon dont l'information a été recueillie. L'EPLA englobe des personnes ayant déclaré des limitations d'activité dans le recensement canadien, alors que l'ESCC est fondée sur les ménages ayant répondu à l'enquête.

Par ailleurs, l'EPLA pourrait avoir augmenté la probabilité qu'une personne présentant une déficience intellectuelle soit incluse dans l'enquête, car elle permettait à des enquêtés-substituts de remplir le questionnaire entier pour le compte des personnes sélectionnées. Le type de questions auxquelles les enquêtés-substituts pouvaient répondre était en revanche limité dans l'ESCC. Les enquêtés-substituts devaient bien connaître les défis et les difficultés auxquels étaient confrontées les personnes en raison de leur déficience[16]. Globalement, 12,1 % des personnes de plus de 15 ans de l'échantillon avaient fait remplir le questionnaire de l'EPLA par un enquêté-substitut. Près de 60 % des sujets ayant participé à l'enquête par l'entremise d'un enquêté-substitut ont affirmé être incapables de participer en raison d'un trouble physique ou

mental[16], alors que moins de 2 % des personnes ayant participé à l'ESCC avaient fait remplir le formulaire par un enquêté-substitut[19].

Les estimations de la prévalence déterminée à partir de l'ESCC et de l'EPLA sont vraisemblablement plus faibles que prévu en raison de l'échantillon utilisé. Les deux enquêtes nationales ont exclu les personnes qui étaient hébergées en institution, ce qui englobe les centres de soins de longue durée. En 2003, environ 20 000 personnes présentant une déficience intellectuelle étaient hébergées dans un établissement de santé au Canada et environ 12 000 étaient hébergées dans un établissement pour personnes présentant une déficience intellectuelle[20]. Il est par conséquent possible qu'une grande proportion de la population présentant une déficience intellectuelle ait été considérée comme inadmissible aux deux enquêtes nationales, réduisant par là même l'estimation de la prévalence de la déficience intellectuelle au Canada à partir de ces enquêtes.

Malgré tout, dans les deux enquêtes nationales, les estimations de la proportion d'adultes ayant un double diagnostic étaient semblables à celles publiées dans la littérature. Selon diverses études portant sur les bénéficiaires de services, de 28 % à 31 % des personnes présentant une déficience intellectuelle avaient un problème de santé mentale concomitant[9,11].

Utilisation d'enquêtes nationales pour la surveillance de la santé mentale

Bien qu'il ait été possible de déterminer la prévalence globale des déficiences intellectuelles chez les adultes dans l'ESCC (0,2 %) et dans l'EPLA (0,5 %), il est possible que les échantillons aient été sujets à un biais en raison de la faible prévalence de la déficience intellectuelle observée et de la méthode de sélection des répondants, ce qui soulève certaines inquiétudes quant à la généralisation possible des estimations. Les taux de prévalence de déficience intellectuelle en fonction du sexe, de l'âge et de l'aire géographique étaient de mauvaise qualité dans l'ESCC en raison d'une forte variabilité d'échantillonnage et ne pouvaient donc pas être diffusés. Certains taux de prévalence (sexe et aire géographique) ont pu être déterminés à partir de l'EPLA, mais les comparaisons entre groupes d'âge, en particulier chez les sujets plus âgés, étaient aussi de mauvaise qualité. Les deux enquêtes ont pu déterminer la prévalence globale de double diagnostic, mais elles se sont révélées d'une utilité limitée pour la réalisation d'analyses plus approfondies. Des deux enquêtes, l'EPLA était celle dont l'approche permettait le mieux d'estimer la prévalence des déficiences intellectuelles et la proportion de personnes ayant fait l'objet d'un double diagnostic. Ces estimations étaient de meilleure qualité parce qu'elles étaient associées à un coefficient de variation moins élevé et que l'enquête permettait le recours à des enquêtés-substituts, ce qui offrait la possibilité à des personnes présentant de graves déficiences intellectuelles d'être incluses. Les données de l'ESCC étaient en majeure partie de mauvaise qualité, limitant l'utilisation potentielle de l'enquête.

Limites des enquêtes

Les deux enquêtes nationales peuvent avoir sous-estimé le nombre de personnes présentant une déficience intellectuelle, le cadre d'échantillonnage excluant les personnes hébergées en institution, dont les centres de soins de longue durée et les hôpitaux[15,16]. Le cadre d'échantillonnage utilisé dans l'EPLA peut engendrer un biais de sélection, car on a choisi de faire participer les personnes présentant des limitations d'activité et vivant dans la collectivité. De plus, les personnes qui n'ont pas indiqué avoir de limitation d'activité sur le formulaire du recensement n'ont pas été incluses dans le cadre d'échantillonnage de l'EPLA. Par conséquent, les personnes qui présentent une déficience intellectuelle légère et celles qui ne sont pas conscientes de leurs limitations pourraient avoir échappé à l'enquête. En résumé, les personnes présentant une déficience intellectuelle très faible ou une déficience intellectuelle profonde ou sévère pourraient avoir échappé à l'enquête, tandis que des personnes présentant des déficiences intellectuelles légères ou modérées pourraient avoir été surreprésentées.

Il faut également souligner que les questions utilisées pour évaluer les déficiences intellectuelles et la santé mentale n'étaient pas identiques dans les deux enquêtes. Par conséquent, il se peut que des populations différentes aient été considérées comme ayant une déficience intellectuelle et un trouble psychiatrique ou comportemental concomitant, ce qui limite la comparabilité entre les deux enquêtes. Le degré de déficience intellectuelle, qui est lié à la prévalence des psychopathologies[17,21,26], n'a été évalué dans aucune des deux enquêtes.

Une autre limitation associée à l'utilisation des données des enquêtes nationales est l'impossibilité d'approfondir l'analyse portant sur plusieurs facteurs associés à la déficience intellectuelle et à la santé mentale en raison du faible nombre de cas et de la suppression des données correspondantes. Cependant, la principale limitation associée à l'utilisation de données issues d'enquêtes nationales est la qualité des estimations, déterminée par le coefficient de variation. Certaines des estimations issues des enquêtes nationales étaient de qualité passable, mauvaise ou inacceptable en raison d'une forte variabilité d'échantillonnage, ce qui limiterait la généralisation potentielle des résultats. Cette situation a limité le nombre de conclusions pouvant être tirées des données, et en particulier des données de l'ESCC.

Points forts de l'étude

Pour autant que nous le sachions, la présente étude est la première qui examine les données de deux enquêtes nationales, à savoir l'ESCC (2005) et l'EPLA (2006), pour évaluer la prévalence des déficiences intellectuelles et du double diagnostic au Canada. Les résultats font ressortir les lacunes de nos connaissances quant à la prévalence des déficiences intellectuelles au Canada et à la proportion de personnes ayant reçu un double diagnostic. Il faut cependant tenir compte d'un possible biais de sélection et de la qualité des données lorsqu'on applique les résultats à l'ensemble de la population présentant une déficience intellectuelle. Deuxièmement, les variables utilisées dans l'étude sont disponibles et peuvent être analysées, ce qui nous permettra d'examiner d'éventuelles différences par rapport à des enquêtes ultérieures. Par conséquent, cette étude peut être aisément reproduite.

Conclusion

Environ le tiers des personnes présentant une déficience intellectuelle sont atteintes d'un trouble psychiatrique ou comportemental, ce que montrent les deux enquêtes analysées. Des deux enquêtes, l'EPLA est celle qui a présenté les données de meilleure qualité en ce qui concerne la population ayant fait l'objet d'un double diagnostic. Nous avons récemment appris que l'EPLA ne recevra pas de soutien financier par Ressources humaines et Développement des compétences Canada en 2011 et qu'une nouvelle stratégie est appelée à remplacer cette enquête pour la surveillance des personnes présentant une invalidité[5,35]. La collecte de données sur les personnes présentant une déficience intellectuelle est importante, d'autant plus que le Canada a ratifié la Convention relative aux droits des personnes handicapées de l'Organisation des Nations Unies en 2010[37]. La nouvelle stratégie devrait faire en sorte que l'identification des sous-groupes de population présentant une invalidité, dont la déficience intellectuelle, soit appropriée et que leur état de santé soit évalué de manière valable et fiable. Il devrait également être permis que des enquêtés substituts, membres de la famille ou fournisseurs des soins, puissent fournir les réponses. De plus, la nouvelle stratégie devrait envisager d'intégrer les personnes hébergées en institution. Il faudra suréchantillonner les adultes dont les déficiences sont apparues pendant l'enfance afin de leur assurer une représentation adéquate dans les enquêtes. On pourrait envisager d'utiliser des outils déjà validés pour l'évaluation de psychopathologies chez les adultes présentant une déficience intellectuelle, et en particulier chez ceux présentant une déficience intellectuelle modérée ou sévère.

Remerciements

Iwona Bielska a reçu un soutien de la part de la South Eastern Ontario Community-University Research Alliance in Intellectual Disabilities (SEO CURA in ID), ainsi qu'une bourse R.S. McLaughlin et une bourse Empire Life. Le financement de la SEO CURA in ID a été assuré par une subvention du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada (CRSH n° 833-2003-1008). Les positions exprimées dans le présent article ne sont pas nécessairement partagées par tous les partenaires, chercheurs et collaborateurs de la SEO CURA in ID ou par le CRSH. Elles sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les points de vue de Statistique Canada, bien que la recherche et l'analyse aient été fondées sur des données de Statistique Canada. Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêt.

Références

1. Schalock RL, Luckasson R. American Association on Mental Retardation's definition, classification, and system of supports and its relation to international trends and issues in the field of intellectual disabilities. J Policy Pract Intellect Disabilities. 2004;1(3/4):136-46.

2. Roelofsveld N, Zielhuis GA, Gabreels F. The prevalence of mental retardation: a critical review of recent literature. Dev Med Child Neurol. 1997;39(2):125-32.

3. Partington M, Mowat D, Einfeld S, Tonge B, Turner G. Genes on the X chromosome are important in undiagnosed mental retardation. Am J Med Genet. 2000;92:57-61.

4. Leonard H, Petterson B, Bower C, Sanders R. Prevalence of intellectual disability in Western Australia. Paediatr Perinat Epidemiol. 2003;17(1):58-67.

5. Maulik PK, Mascarenhas MN, Mathers CD, Dua T, Saxena S. Prevalence of intellectual disability: a meta-analysis of population-based studies. Res Dev Disabil. 2011;32(2):419-36.

6. Battles AH, Petterson BA, Sullivan SG, Hussain R, Glasson EJ, Montgomery PD. The influence of intellectual disability on life expectancy. J Gerontol A Biol Sci Med Sci. 2002;57A(7):M470-2.

7. van Schrojenstein Lantman-de Valk HM, van den Akker M, Maaskant MA, Haveman MJ, Urlings HF, Kessels AG, et al. Prevalence and incidence of health problems in people with intellectual disability. J Intellect Disabil Res. 1997;41(1):42-51.

8. Yu D, Atkinson L. Developmental disability with and without psychiatric involvement: prevalence estimates for Ontario. J Devel Disabil. 1993; 2(1):92-9.

9. Deb S, Thomas M, Bright C. Mental disorder in adults with intellectual disability. I: prevalence of functional psychiatric illness among a community-based population aged between 16 and 64 years. J Intellect Disabil Res. 2001;45(6):495-505.

10. Jacobson JW. Problem behavior and psychiatric impairment within a developmentally disabled population II: behavior severity. App Res Ment Retard. 1982;3:369-81.

11. Bhaumik S, Tyrer FC, McGrother C, Ganghadaran SK. Psychiatric service use and psychiatric disorders in adults with intellectual disability. J Intellect Disabil Res. 2008;52(11):986-95.

12. Cooper SA, Smiley E, Morrison J, Williamson A, Allan L. Mental ill-health in adults with intellectual disabilities: prevalence and associated factors. Br J Psychiatry. 2007;190:27-35.

13. Gustafsson C, Sonnander K. Occurrence of mental health problems in Swedish samples of adults with intellectual disabilities. Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol. 2004;39:448-56.

14. Smith S, Branford D, Cooper SA, McGrother C, Collacott RA. Prevalence and cluster typology of maladaptive behaviors in a geographically defined population of adults with learning disabilities. Br J Psychiatry. 1996;169(2):219-27.

15. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) cycle 3.1 (2005) : guide de l'utilisateur du fichier de microdonnées à grande diffusion (FMGD). Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006.

16. Statistique Canada. L'enquête sur la participation et les limitations d'activités de 2006 : rapport technique et méthodologique, Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006. [Statistique Canada, n° 89-628-XWF - n° 1 au catalogue].

17. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes cycle 3.1 – Ébauche [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2004 [consulté le 14 déc. 2010]. PDF (2,18 Mo) téléchargeable à partir du lien : http://www.statcan.gc.ca/concepts/health sante/cycle3_1/pdf/cchs escc q3_1_3 fra.pdf

18. Statistique Canada. Enquête sur la participation et les limitations d'activités [Internet]. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006. [consulté le 14 déc. 2010]. PDF (4,09 Mo) téléchargeable à partir du lien : http://www.statcan.gc.ca/imdb bmdi/instrument/3251_Q2_V2 fra.pdf

19. Hoetmer S, Patterson P, Shea C, Skinner J. Vegetable and fruit consumption [Internet]. Association of Public Health Epidemiologists in Ontario; 2011 [consulté le 4 nov. 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.apheo.ca/index.php?pid=128

20. Gallant D. Institution Watch [Internet]. Toronto (Ont.): Canadian Association for Community Living; 2004 Spring [consulté le 4 nov. 2011]. PDF (183 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.institutionwatch.ca/cms filesystem action?file=pdf/iw%20march%202004.pdf

21. Lowe K, Allen D, Jones E, Brophy S, Moore K, James W. Challenging behaviours: prevalence and topographies. J Intellect Disabil Res. 2007;51(8):625-36.

22. Lund J. The prevalence of psychiatric morbidity in mentally retarded adults. Acta Psychiatr Scand. 1985;72:563-70.

23. Lakin KC, Doljanic R, Taub S, Chiri G, Byun S-Y. Adults with dual diagnoses of intellectual and psychiatric disability receiving Medicaid Home and Community-Based Services (HCBS) and ICF/MR recipients in six States. Ment Health Aspects Dev Disabil. 2007;10(3):78-90.

24. Cooper SA, Bailey NM. Psychiatric disorders amongst adults with learning disabilities – prevalence and relationship to ability level. Ir J Psychol Med. 2001;18(2):45-53.

25. Alberta Committee of Citizens with Disabilities. Federal government to discontinue PALS [Internet]. Edmonton (AB): ACCD; novembre 2010 [consulté le 14 déc. 2010]. PDF (519 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.accd.net/publications/Action_News/2010_November_Action_News.pdf

26. Clark C. Scrapped mandatory census cuts even deeper for disability advocacy group [Internet]. The Globe and Mail (Ottawa Ed.); 24 juillet 2010 [consulté le 14 déc. 2010]. Consultable en ligne à la page : http://m.theglobeandmail.com/news/politics/scrapped mandatory census cuts even deeper for disability advocacy group/article1650753/?service=mobile

27. Conseil des Canadiens avec déficiences. Le Canada ratifie la Convention des Nations Unies relative aux droits des personnes handicapées. [Internet]. 11 mars 2010 [consulté le 20 août 2011]. Consultable en ligne à la page : http://www.ccdonline.ca/fr/international/un/canada/crpd pressrelease 11March2010

Mortalité par maladie cardiovasculaire chez les Premières nations au Canada, 1991-2001

M. Tjepkema, M.S.P. (1); R. Wilkins, M. Urb. (1,2); N. Goedhuis, B. Sc. (3); J. Pennock, M. Sc. (3)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Objectifs : Comparer les tendances en matière de mortalité par maladie cardiovasculaire chez les adultes appartenant aux Premières nations et chez les adultes non autochtones, par sexe, par quintile de suffisance du revenu et par niveau de scolarité.

Méthodologie : Un échantillon de 15 % des répondants au recensement du Canada de 1991 âgés de 25 ans et plus avait été couplé précédemment avec 11 années de données sur la mortalité. Dans cette étude, on a considéré comme membres des Premières nations les personnes ayant déclaré une ascendance d'Indien d'Amérique du Nord, un statut d'Indien inscrit en vertu de la *Loi sur les Indiens* ou l'appartenance à bande indienne ou à une Première nation. La cohorte comprenait 62 400 membres des Premières nations et 2 624 300 non-Autochtones.

Résultats : Le taux de mortalité normalisé selon l'âge par maladie cardiovasculaire était de 30 % plus élevé chez les hommes des Premières nations et de 76 % plus élevé chez les femmes des Premières nations que chez les personnes de même sexe de la cohorte non autochtone. Ces proportions représentent des excès de respectivement 58 et 71 décès pour 100 000 personnes-années à risque chez les hommes et les femmes des Premières nations. Pour chaque quintile de suffisance du revenu (ajusté en fonction de la taille de la famille et de la région de résidence) et chaque niveau de scolarité, le risque de décéder d'une maladie cardiovasculaire était plus élevé chez les membres des Premières nations que chez les non-Autochtones.

Conclusion : Les membres des Premières nations ont présenté des taux plus élevés de mortalité par maladie cardiovasculaire que les Canadiens non autochtones dans chaque quintile de revenu et pour chaque niveau de scolarité. Le revenu et le niveau de scolarité ont expliqué 67 % de la surmortalité chez les hommes des Premières nations et 25 % chez les femmes.

Mots-clés : indigène, Indien inscrit, Indien non inscrit, Autochtone, revenu, niveau de scolarité

Introduction

Partout dans le monde, le fardeau de la maladie est disproportionné chez les peuples indigènes[1,2]. Historiquement, les maladies infectieuses étaient la principale cause du piètre état de santé des peuples autochtones[3]. Cependant, depuis les années 1960, on a observé chez les peuples autochtones une transition épidémiologique marquée par la hausse de la prévalence des maladies non transmissibles, telles que le diabète et les maladies cardiovasculaires, et par la baisse des maladies infectieuses[4,5].

Les maladies cardiovasculaires sont une cause importante de décès prématurés, d'hospitalisations et d'invalidités[6], et elles représentent un lourd fardeau pour le système de santé[7]. Des données d'enquête ont montré que la prévalence des maladies cardiovasculaires autodéclarées était plus élevée chez les membres des Premières nations vivant dans une réserve[8], de même que chez les Autochtones (c'est-à-dire les membres des Premières nations, les Métis et les Inuits) vivant hors réserve, que chez les non-Autochtones[9]. Cela dit, les résultats fondés sur l'autodéclaration ne traduisent pas nécessairement l'écart véritable entre les membres des Premières nations et les autres Canadiens[10]. Un indicateur du fardeau de la maladie fondé sur les taux de mortalité serait plus fondamental et plus fiable pour suivre l'évolution des tendances. Au Canada, les enregistrements de décès ne contiennent généralement aucun identificateur des Premières nations, ce qui rend nécessaire un couplage de dossiers ou une approche fondée sur les régions. Les études dans lesquelles on a couplé des listes d'Indiens inscrits (membres des Premières nations inscrits en vertu de la *Loi sur les Indiens* du Canada) à des enregistrements de décès dans les statistiques de l'état civil ont montré que les taux de mortalité par maladie cardiovasculaire étaient plus élevés chez les Indiens inscrits que chez les autres Canadiens[5,11,12]. Toutefois, ces études ne prenaient pas en compte les personnes qui s'identifiaient comme membres des

Rattachement des auteurs :

1. Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada
2. Département d'épidémiologie et de médecine sociale, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada
3. Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits, Santé Canada, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Michael Tjepkema, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, RHC-24Q, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; tél. : 613-951-3896; téléc. : 613-951-3959; courriel : michael.tjepkema@statcan.gc.ca

Premières nations mais qui n'étaient pas inscrites en vertu de la *Loi sur les Indiens* (« Indiens non inscrits »), pas plus qu'elles ne fournissaient d'information sur le rôle éventuel du statut socioéconomique dans les écarts observés.

On estime que 80 % des maladies cardiovasculaires prématurées peuvent être prévenues[7]. Il devrait donc être possible de réduire de façon marquée le fardeau des maladies cardiovasculaires. Objectif « ambitieux, mais réaliste » pour 2020, la Stratégie canadienne de santé cardiovasculaire et Plan d'action (SCSC-PA)[7] vise à diminuer le fardeau des maladies cardiovasculaires au sein des populations autochtones jusqu'à atteindre le même niveau que dans le reste de la population canadienne. Pour surveiller l'avancement vers cet objectif, il sera nécessaire de suivre les décès par maladie cardiovasculaire chez l'ensemble des Autochtones, à savoir les membres des Premières nations, les Métis et les Inuits. Cette étude vise à évaluer le fardeau de la mortalité par maladie cardiovasculaire chez les membres des Premières nations (Indiens inscrits ou non inscrits) et à comparer les taux à ceux observés chez les adultes non autochtones par sexe, par quintile de suffisance du revenu et par niveau de scolarité.

Méthodologie

Sources des données

Notre étude repose sur une analyse secondaire des données issues de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991-2001[13]. Pour être admissibles à la cohorte de départ, les personnes devaient être âgés de 25 ans ou plus et avoir rempli le questionnaire long du recensement de 1991, ce qui excluait celles vivant en établissement. Pour faire l'objet d'un suivi de la mortalité, les répondants au recensement visés par l'étude devaient d'abord être couplés à un fichier de noms crypté extrait à partir des données non financières des déclarations de revenu. Environ 80 % des enregistrements du recensement visés par l'étude (n = 2 860 244) ont été appariés avec le fichier de noms. Un échantillon aléatoire de répondants (n = 125 093) a ensuite été retiré pour réduire la taille de la cohorte finale (n = 2 735 152) à 15 % de la population canadienne, comme le stipule le protocole relatif au couplage des enregistrements. Cette cohorte a été couplée à la Base canadienne de données sur la mortalité (du 4 juin 1991 au 31 décembre 2001) à l'aide de méthodes de couplage probabiliste fondées principalement sur les noms et les dates de naissance[14,15]. On a estimé que la détermination des décès était légèrement inférieure (95-96 %) chez les membres de la cohorte des Premières nations que dans la cohorte prise dans son ensemble (97 %). D'autres détails sur la création et sur le contenu du fichier précédemment couplé sont donnés ailleurs[13]. L'étude a visé à comparer les tendances en matière de mortalité par maladie cardiovasculaire chez les adultes appartenant aux Premières nations et chez les adultes non autochtones, par sexe, par quintile de suffisance du revenu et par niveau de scolarité.

L'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement a été approuvée par le Comité des politiques de Statistique Canada après la tenue de consultations avec le Comité de la confidentialité et des mesures législatives de Statistique Canada, la Division des services d'accès et de contrôle des données et le Commissaire à la protection de la vie privée du Canada.

Définitions

Pour l'étude, on a défini les membres des Premières nations comme les répondants au recensement ayant déclaré une ascendance d'Indien d'Amérique du Nord, un statut d'Indien inscrit en vertu de la *Loi sur les Indiens* du Canada ou l'appartenance à une bande indienne ou à une Première nation. Environ les trois quarts des membres de la cohorte des Premières nations satisfaisaient aux trois critères. Environ 9 % des membres de la cohorte des Premières nations n'ont pas indiqué être Indiens inscrits.

La cohorte non autochtone était constituée de tous les répondants au recensement hormis ceux ayant indiqué une ascendance d'Indien d'Amérique du Nord, de Métis ou d'Inuit, un statut d'Indien inscrit ou l'appartenance à une bande indienne de l'Amérique du Nord ou à une Première nation. Les membres de la cohorte non définis comme membres des Premières nations ou comme non-Autochtones ont été exclus de l'analyse.

Une collectivité des Premières nations (ou réserve indienne) renvoie à un territoire mis de côté par le gouvernement fédéral pour l'utilisation et l'occupation par un groupe ou une bande d'Indiens.

Le niveau de scolarité a été classé en deux catégories : pas de diplôme d'études secondaires ou au moins un diplôme d'études secondaires (ou un certificat d'une école de métiers).

Les quintiles de population selon la suffisance du revenu ont été calculés comme suit. Tout d'abord, pour chaque famille économique ou personne seule, le revenu total avant impôt et après transferts de toutes provenances a été regroupé pour tous les membres de la famille, et le ratio entre le revenu total et le seuil de faible revenu de Statistique Canada pour la taille de la famille et le groupe de taille de la collectivité applicable a été calculé[16]. Ainsi, tous les membres d'une même famille se sont vu attribuer le même ratio, qui a été calculé pour toutes les personnes sauf celles vivant en établissement (donc pour toute la population visée par l'étude), y compris les personnes vivant dans des réserves indiennes. La population a ensuite été classée en fonction de ce ratio, et les quintiles de population ont été calculés pour chaque région métropolitaine de recensement, agglomération de recensement, ou pour l'ensemble de la population vivant en région rurale et petite ville dans une province ou un territoire donné. Le calcul des quintiles dans chaque région permet de tenir compte des différences régionales des coûts de logement, qui ne sont pas intégréees aux seuils de faible revenu. Pour les besoins de l'analyse, on a regroupé les quintiles 4 et 5 en raison du faible nombre de répondants des Premières nations appartenant à ces catégories.

Techniques d'analyse

On a calculé pour chaque membre de la cohorte les personnes-jours de suivi du début de l'étude (4 juin 1991) jusqu'à la date de décès, la date d'émigration (connue pour 1991 seulement) ou la fin de l'étude (31 décembre 2001). Pour chaque

catégorie de maladie cardiovasculaire, on a établi des taux de mortalité selon l'âge et le sexe par tranche d'âge de 5 ans (à la date de référence), puis, en utilisant la structure démographique de la cohorte de l'ensemble des Autochtones (personnes-années à risque) comme population type (méthode de pondération interne), on a calculé des taux de mortalité normalisés selon l'âge (TMNA), selon le sexe et la sous-population. On a aussi calculé des rapports de taux (RT) et des différences de taux (DT) en comparant les TMNA des cohortes des Premières nations et ceux des non-Autochtones. Les différences de taux ont servi à mesurer la surmortalité. Des intervalles de confiance (IC) à 95 % ont été établis pour les TMNA, les RT et les DT selon une distribution de Poisson.

Des rapports de risques proportionnels de Cox ont été utilisés pour calculer le risque de mortalité par maladie cardiovasculaire chez les membres des cohortes des Premières nations et des non-Autochtones selon le sexe, après des ajustements successifs en fonction de l'âge (en années), puis de l'âge et du niveau de scolarité (pas de diplôme d'études secondaires ou au moins un diplôme d'études secondaires) et enfin de l'âge et de la suffisance du revenu (quintiles 1, 2 et 3 par rapport aux quintiles 4 et 5 regroupés). Le modèle final était pleinement ajusté en fonction de l'âge, du niveau de scolarité et de la suffisance du revenu (de façon simultanée). Les différences dans les rapports de risques entre le modèle ajusté en fonction de l'âge et le modèle pleinement ajusté ont été interprétées comme des estimations de l'effet du niveau de scolarité et du revenu sur l'ampleur des écarts entre les adultes membres des Premières nations et les adultes non autochtones. La part de la surmortalité attribuable aux différences relevant du niveau de scolarité et du revenu a été calculée de la manière suivante : différence entre les rapports ajustés en fonction de l'âge et les rapports pleinement ajustés pour les Autochtones, divisée par le rapport ajusté en fonction de l'âge moins 1.

La cause de décès avait préalablement été codée selon la *Classification internationale des maladies, neuvième révision* (CIM-9) de l'Organisation mondiale de la Santé dans le cas des décès survenus entre 1991 et 1999 et selon la *Dixième révision* (CIM-10) dans le cas des décès survenus en 2000 et en 2001. Les codes de la CIM ont été regroupés comme suit : toutes les maladies cardiovasculaires (CIM-9 : 390-459; CIM-10 : I00-I99), cardiopathie ischémique (CIM-9 : 410-414; CIM-10 : I20-I25), infarctus aigu du myocarde (CIM-9 : 410; CIM-10 : I21-I22), maladie vasculaire cérébrale (CIM-9 : 430-438; CIM-10 : I60-I69), accident vasculaire cérébral (CIM-9 : 430, 431, 434, 436; CIM-10 : I60, I61, I63, I64), insuffisance cardiaque congestive (CIM-9 : 428.0; CIM-10 : I50.0), cardiopathie inflammatoire (CIM-9 : 420-422, 425; CIM-10 : I30-I33, I38, I40, I42), cardite rhumatismale (CIM-9 : 390-398; CIM-10 : I01-I09) et cardiopathie hypertensive (CIM-9 : 401-405; CIM-10 : I10-I13).

Résultats

Au total, on a effectué un suivi de la mortalité chez 27 300 hommes des Premières nations, 1 307 800 hommes non autochtones, 35 100 femmes des Premières nations et 1 316 500 femmes non autochtones. Comparativement aux membres de la cohorte non autochtone, les membres de la cohorte des Premières nations étaient plus jeunes, avaient un niveau de scolarité moins élevé, avaient un revenu moindre et étaient plus nombreux à vivre dans l'Ouest canadien et dans le Nord (tableau 1).

Les décès par maladie cardiovasculaire représentaient 29 % de tous les décès chez les hommes des Premières nations et 27 % chez les femmes. La principale cause de mortalité par maladie cardiovasculaire était les cardiopathies ischémiques (62 % de tous les décès par maladie cardiovasculaire chez les hommes des Premières nations; 45 % chez les femmes des Premières nations), suivies des maladies cardiovasculaires (14 % chez les hommes des Premières nations; 25 % chez les femmes des Premières nations). Les hommes des Premières nations présentaient un risque de décès par maladie cardiovasculaire de 30 % plus élevé et les femmes de 76 % plus élevé que les membres de la cohorte non autochtone. Cela équivaut à 58 décès supplémentaires pour 100 000 personnes-années à risque chez les hommes des Premières nations et à 71 décès supplémentaires pour 100 000 personnes-années à risque chez les femmes des Premières nations (tableau 2).

Le risque relatif de décès était particulièrement élevé chez les hommes et les femmes des Premières nations comparativement aux membres de la cohorte non autochtone en ce qui concerne les cardites rhumatismales (RT = 3,8 et 2,9 respectivement), les insuffisances cardiaques congestives (RT = 2,2 et 3,2 respectivement), les cardiopathies inflammatoires (RT = 1,7 et 2,3 respectivement), les accidents vasculaires cérébraux (RT = 1,3 et 2,0 respectivement) et les cardiopathies hypertensives (RT = 2,1 chez les femmes des Premières nations) (tableau 2).

Les DT, une mesure du fardeau absolu, indiquent que les cardiopathies ischémiques étaient responsables de la majorité de la surmortalité par maladie cardiovasculaire (61 % de la DT) chez les hommes des Premières nations, tandis que les cardiopathies ischémiques (36 % de la DT) et les maladies vasculaires cérébrales (29 % de la DT) étaient les principales causes de cette surmortalité chez les femmes des Premières nations (tableau 2).

Les TMNA concernant la mortalité par maladie cardiovasculaire étaient à leur plus haut chez les membres des Premières nations vivant dans la région de l'Atlantique (Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse, Terre-Neuve-et-Labrador) et au Manitoba et à leur plus bas chez ceux vivant au Québec et dans les territoires (Yukon, Territoires du Nord-Ouest, Nunavut) (tableau 3). Les TMNA relatifs aux maladies vasculaires cérébrales étaient semblables pour l'ensemble des membres des Premières nations, qu'ils vivent dans une réserve ou hors réserve (tableau 3).

Le risque relatif de décès par maladie cardiovasculaire dans la cohorte des Premières nations (comparativement aux membres de la cohorte non autochtone) était à son maximum dans les groupes d'âge les plus jeunes et diminuait avec l'âge (figure 1). Chez les membres des Premières nations âgés de 25 à 34 ans à la date de référence, le risque de décès par maladie

TABLEAU 1
Caractéristiques des hommes et des femmes des Premières nations et des hommes et des femmes non autochtones, sujets ne vivant pas en établissement âgés de 25 ans ou plus à la date de référence, Canada, 1991

	Membres des Premières nations		Non-Autochtones	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Nombre	27 300	35 100	1 307 800	1 316 500
Pourcentage	100	100	100	100
Tranche d'âge, ans (%)				
25–34	41	44	27	28
35–44	28	28	26	26
45–54	16	15	18	17
55–64	9	8	14	12
65–74	5	4	10	10
75–84	2	2	4	5
85 et plus	< 1	< 1	1	1
Province, région ou territoire de résidence (%)				
Canada atlantique[a]	5	5	8	8
Québec	12	13	26	26
Ontario	18	17	37	37
Manitoba	18	16	4	4
Saskatchewan	12	13	4	3
Alberta	9	11	9	9
Colombie-Britannique	20	19	12	12
Territoires[b]	6	5	1	0
Résidence dans une collectivité des Premières nations (%)				
Oui	67	63	0	0
Non	33	37	100	100
Niveau de scolarité (%)				
Pas de diplôme d'études secondaires	59	55	34	34
Diplôme d'études secondaires	33	29	38	35
Diplôme d'études post-secondaires	7	13	13	19
Diplôme universitaire	2	3	15	12
Quintile de suffisance du revenu (%)				
Quintile 1 – le moins élevé	38	42	14	19
Quintile 2	26	25	19	19
Quintile 3	18	17	21	20
Quintile 4	12	11	23	20
Quintile 5 – le plus élevé	6	6	23	21

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Remarque : Les dénombrements ont été arrondis à la centaine près.

[a] Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Terre-Neuve-et-Labrador.

[b] Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut.

cardiovasculaire était 62 % plus élevé chez les hommes et 217 % plus élevé chez les femmes comparativement aux non-Autochtones du même sexe, alors que le risque relatif de décès par maladie cardiovasculaire était légèrement plus faible chez les hommes des Premières nations âgés de 75 ans et plus et semblable chez les femmes des Premières nations âgées de 85 ans et plus.

Les TMNA relatifs aux maladies cardiovasculaires étaient plus élevés chez les répondants n'ayant pas de diplôme d'études secondaires que chez ceux ayant au moins un diplôme d'études secondaires, tant dans la cohorte des Premières nations que dans la cohorte non autochtone (tableau 4). Des risques relatifs plus élevés (chez les membres des Premières nations comparativement aux non-Autochtones) étaient observables dans les deux catégories de niveau de scolarité et pour les deux sexes. En ce qui concerne les hommes des Premières nations comparativement aux hommes non autochtones, les RT et les DT étaient relativement plus élevés chez les détenteurs d'au moins un diplôme d'études secondaires. Quant aux femmes des Premières nations comparativement aux femmes non autochtones, les RT et les DT étaient plus élevés, quel que soit le niveau du scolarité (tableau 4).

Selon les quintiles de suffisance du revenu, les taux de mortalité par maladie cardiovasculaire se présentaient sous la forme d'un gradient en escalier (le quintile le plus faible ayant le taux de mortalité le plus élevé) tant dans la cohorte des Premières nations que dans la cohorte non autochtone (tableau 4). Le gradient de mortalité était plus prononcé chez les membres de la cohorte non autochtone que chez les membres de la cohorte des Premières nations. Des risques relatifs plus élevés (chez les membres des Premières nations comparativement aux non-Autochtones) étaient observables dans chaque tranche de revenu, les ratios les plus hauts ayant été observés dans le quintile de revenu le plus élevé (RT = 1,29 chez les hommes des Premières nations; RT = 1,91 chez les femmes des Premières nations).

Après ajustement en fonction du niveau de scolarité et de la suffisance du revenu, le risque de décès par maladie cardiovasculaire était plus élevé de 8 % chez les hommes des Premières nations et de 50 % chez les femmes des Premières nations (comparativement aux personnes du même sexe de la cohorte non autochtone) (tableau 5). Sur le plan des rapports de risques ajustés selon l'âge, le risque relatif de décès par maladie cardiovasculaire (après ajustement en fonction du niveau de scolarité et du revenu) était réduit de 67 % (de 1,24 à 1,08) chez les hommes des Premières nations et de 25 % (de 1,67 à 1,50) chez les femmes des Premières nations.

Analyse

Cette étude a été la première au Canada à évaluer les taux de mortalité par maladie cardiovasculaire chez les Premières nations

TABLEAU 2
Ensemble des décès par maladie cardiovasculaire par sous-type, taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 personnes-années à risque, rapports des taux et différences des taux pour 100 000 personnes-années à risque chez les hommes et les femmes des Premières nations comparativement aux hommes et aux femmes non autochtones, par tranche d'âge, sujets ne vivant pas en établissement âgés de 25 ans ou plus à la date de référence, Canada, 1991-2001

	Membres des Premières nations					Non-Autochtones					Membres des Premières nations par rapport aux non-Autochtones				
	Décès	% des décès par MCV	TMNA	IC à 95 %		Décès	% des décès par MCV	TMNA	IC à 95 %		RT	IC à 95 %		DT	IC à 95 %
Hommes															
Toutes causes confondues	2 633	—	885,7	852,4	920,3	149 335	—	566,7	563,4	569,9	1,56	1,50	1,62	319,0	284,9 353,1
Toutes les maladies cardiovasculaires	763	100,0	250,2	233,0	268,6	55 514	100,0	192,5	190,8	194,3	1,30	1,21	1,40	57,7	39,8 75,6
Cardiopathie ischémique	476	62,4	156,7	143,2	171,5	34 383	61,9	121,4	120,0	122,8	1,29	1,18	1,41	35,3	21,2 49,5
Infarctus aigu du myocarde	250	32,8	82,2	72,6	93,1	18 270	32,9	65,9	64,9	67,0	1,25	1,10	1,41	16,3	6,0 26,6
Maladie vasculaire cérébrale	109	14,3	35,3	29,3	42,7	8 638	15,6	28,2	27,5	28,8	1,25	1,04	1,52	7,2	0,5 13,9
Accident vasculaire cérébral	95	12,5	30,7	25,1	37,6	7 209	13,0	23,7	23,1	24,3	1,30	1,06	1,59	7,1	0,8 13,3
Autres maladies cardiovasculaires	178	23,3	58,1	50,2	67,4	12 493	22,5	43,0	42,1	43,8	1,35	1,17	1,57	15,2	6,6 23,8
Insuffisance cardiaque congestive	34	4,5	10,8	7,7	15,1	1 670	3,0	5,0	4,7	5,2	2,18	1,55	3,06	5,8	2,2 9,5
Cardiopathie inflammatoire	23	3,0	7,6	5,0	11,4	1 033	1,9	4,5	4,2	4,8	1,68	1,11	2,55	3,1	0,0 6,2
Cardite rhumatismale	9	1,2	3,1	1,6	5,9	216	0,4	0,8	0,7	0,9	3,83	1,96	7,49	2,3	0,3 4,3
Cardiopathie hypertensive	8	1,0	2,5	1,3	5,1	731	1,3	2,5	2,3	2,7	1,04	0,52	2,08	0,1	−1,7 1,9
Femmes															
Toutes causes confondues	2 317	—	622,3	597,4	648,2	103 890	—	318,9	316,5	321,2	1,95	1,87	2,03	303,4	277,9 328,9
Toutes les maladies cardiovasculaires	628	100,0	164,9	152,5	178,4	39 066	100,0	94,0	92,9	95,1	1,76	1,62	1,90	71,0	58,0 84,0
Cardiopathie ischémique	280	44,6	73,5	65,3	82,6	20 098	51,4	48,1	47,3	48,8	1,53	1,36	1,72	25,4	16,7 34,1
Infarctus aigu du myocarde	147	23,4	38,8	33,0	45,6	10 009	25,6	25,1	24,6	25,7	1,54	1,31	1,82	13,6	7,3 19,9
Maladie vasculaire cérébrale	157	25,0	41,7	35,6	48,7	8 835	22,6	21,4	20,9	21,9	1,95	1,66	2,28	20,3	13,7 26,8
Accident vasculaire cérébral	139	22,1	37,0	31,3	43,7	7 611	19,5	18,7	18,2	19,2	1,98	1,67	2,34	18,3	12,1 24,4
Autres maladies cardiovasculaires	81	12,9	49,8	43,2	57,4	10 133	25,9	24,5	23,9	25,1	2,03	1,76	2,35	25,3	18,2 32,4
Insuffisance cardiaque congestive	41	6,5	10,3	7,6	14,0	1 714	4,4	3,2	3,0	3,4	3,23	2,36	4,40	7,1	3,9 10,3
Cardiopathie inflammatoire	13	2,1	3,5	2,1	6,1	439	1,1	1,6	1,4	1,7	2,27	1,30	3,96	2,0	0,0 3,9
Cardite rhumatismale	12	1,9	3,2	1,8	5,7	389	1,0	1,1	1,0	1,3	2,88	1,62	5,14	2,1	0,3 4,0
Cardiopathie hypertensive	15	2,4	4,0	2,4	6,7	862	2,2	1,9	1,8	2,1	2,07	1,24	3,46	2,1	0,0 4,1

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Abréviations : DT, différence des taux; IC, intervalle de confiance; MCV, maladie cardiovasculaire; RT, rapport des taux; TMNA, taux de mortalité normalisés selon l'âge.

Remarque : La population type (personnes-années à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition des Autochtones selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

TABLEAU 3
Ensemble des décès par maladie cardiovasculaire par sous-type, taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 personnes-années à risque, rapports des taux et différences des taux pour 100 000 personnes-années à risque chez les hommes et les femmes des Premières nations comparativement aux hommes et aux femmes non autochtones, par région géographique, sujets ne vivant pas en établissement âgés de 25 ans ou plus à la date de référence, Canada, 1991-2001

Lieu de résidence en juin 1991	Membres des Premières nations			Non-Autochtones			Membres des Premières nations:non-Autochtones			
	Décès	TMNA	IC à 95 %	Décès	TMNA	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	DT	IC à 95 %
Hommes										
Canada	763	250,2	233,0 268,6	55 514	192,5	190,8 194,3	1,30	1,21 1,40	57,7	39,8 75,6
Canada atlantique[a]	39	396,4	270,0 581,8	4 956	214,1	207,7 220,7	1,85	1,26 2,72	182,3	30,0 334,5
Québec	57	164,4	126,5 213,5	13 527	200,0	196,4 203,6	0,82	0,63 1,07	-35,6	-78,8 7,6
Ontario	146	264,8	224,9 311,8	20 854	192,5	189,6 195,4	1,38	1,17 1,62	72,3	29,0 115,7
Manitoba	195	337,1	292,5 388,4	2 681	201,6	193,1 210,6	1,67	1,44 1,94	135,4	86,8 184,0
Saskatchewan	87	252,1	204,1 311,5	2 437	188,2	179,6 197,3	1,34	1,08 1,66	63,9	9,9 117,9
Alberta	67	277,9	217,2 355,7	4 090	181,7	175,9 187,7	1,53	1,19 1,96	96,2	27,4 165,1
Colombie-Britannique	152	233,2	198,7 273,6	6 877	169,4	165,0 173,9	1,38	1,17 1,62	63,8	26,2 101,3
Territoires[b]	20	98,8	63,3 154,2	92	167,8	133,0 211,7	0,59	0,36 0,97	-69,0	-127,9 -10,2
Résidence dans une collectivité des Premières nations										
Oui	550	257,6	236,9 280,2	—	—	— —	1,34	1,23 1,46	65,2	43,4 86,9
Non	213	232,9	203,4 266,6	55 393	192,5	190,7 194,2	1,21	1,06 1,39	40,4	8,9 71,9
Femmes										
Canada	628	164,9	152,5 178,4	39 066	94,0	92,9 95,1	1,76	1,62 1,90	71,0	58,0 84,0
Canada atlantique[a]	36	244,5	174,0 343,6	3 521	108,8	104,6 113,2	2,25	1,60 3,16	135,7	52,4 219,0
Québec	57	117,4	90,4 152,4	9 064	83,7	81,7 85,8	1,40	1,08 1,82	33,6	2,9 64,4
Ontario	121	182,6	152,7 218,5	15 100	98,6	96,8 100,4	1,85	1,55 2,22	84,1	51,3 116,8
Manitoba	132	212,7	178,9 252,8	2 073	102,4	96,9 108,3	2,08	1,73 2,49	110,2	73,1 147,4
Saskatchewan	71	143,6	113,7 181,4	1 619	94,0	88,3 100,1	1,53	1,20 1,95	49,6	15,5 83,7
Alberta	57	141,3	108,9 183,4	2 762	94,7	90,9 98,7	1,49	1,15 1,94	46,6	9,6 83,7
Colombie-Britannique	138	183,7	155,0 217,8	4 905	90,4	87,5 93,4	2,03	1,71 2,42	93,3	61,9 124,7
Territoires[b]	16	73,7	43,6 124,8	22	147,2	48,1 450,6	0,50	0,15 1,72	-73,5	-242,6 95,7
Résidence dans une collectivité des Premières nations										
Oui	424	167,3	152,0 184,2	—	—	— —	1,78	1,62 1,96	73,4	57,3 89,5
Non	204	162,9	142,0 186,9	39 013	93,9	92,8 95,0	1,73	1,51 1,99	69,0	46,5 91,4

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

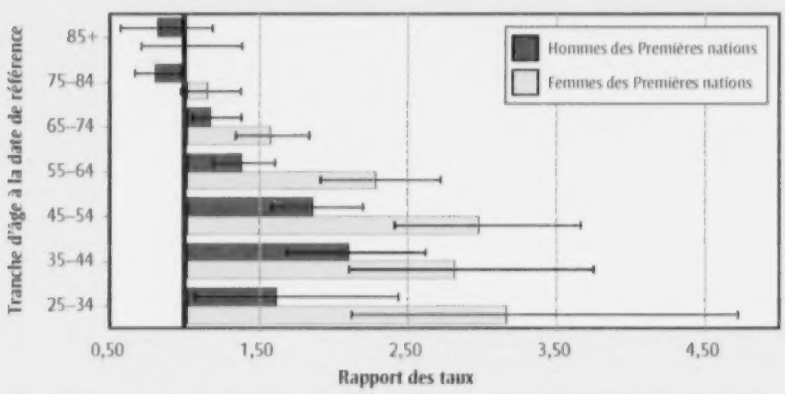
Abréviations : DT, différence des taux; IC, intervalle de confiance; MCV, maladie cardiovasculaire; RT, rapport des taux; TMNA, taux de mortalité normalisés selon l'âge.

Remarque : La population type (personnes-années à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition des Autochtones selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

[a] Nouveau-Brunswick, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Terre-Neuve-et-Labrador.

[b] Yukon, Territoires du Nord-Ouest et Nunavut.

FIGURE 1
Rapports des taux concernant la mortalité par MCV chez les membres de la cohorte des Premières nations comparativement aux membres de la cohorte non autochtone



Abréviation : MCV, maladie cardiovasculaire.

en fonction du niveau de scolarité et de la suffisance du revenu. Les résultats montrent que les adultes des Premières nations présentaient un risque accru de décès par maladie cardiovasculaire comparativement aux adultes non autochtones, tant dans l'ensemble que dans des sous-populations regroupées par niveau de scolarité et par revenu. L'étude incluait les membres des Premières nations qui n'étaient pas des Indiens inscrits en vertu de la *Loi sur les Indiens* du Canada (Indiens non inscrits) et incluait des données de toutes les provinces et tous les territoires du Canada.

Le fardeau des maladies cardiovasculaires augmente chez les Autochtones du Canada depuis plusieurs décennies[5,7,17]. Cependant, selon des données de la

Colombie-Britannique, les TMNA relatifs aux maladies cardiovasculaires chez les Indiens inscrits ont diminué entre 1993 et 2006, quoiqu'ils soient demeurés plus élevés de 25 % par rapport à ceux des autres habitants de la Colombie-Britannique[12].

Des études ont révélé que les facteurs de risque classiques des maladies cardiovasculaires sont plus fréquents chez les membres des Premières nations que chez les non-Autochtones. Ils comprennent notamment un taux élevé de tabagisme[8,9,18,19], l'hypertension artérielle[8,9], l'obésité[8,20], le diabète[9,21] et une mauvaise alimentation[22-24].

Certains ont avancé que, en plus de ces facteurs de risque de maladie cardiovasculaire reconnus, des facteurs sociaux tels que le niveau de scolarité et le revenu étaient déterminants dans la survenue des maladies[25]. Le niveau de scolarité et le revenu des membres des Premières nations sont inférieurs à ceux du reste de la population canadienne[8,26]. On a examiné la relation entre, d'une part, le niveau de scolarité et la suffisance du revenu et, d'autre part, les écarts sur le plan de la mortalité par maladie cardiovasculaire en comparant une cohorte de membres des

TABLEAU 4
Ensemble des décès par maladie cardiovasculaire, taux de mortalité normalisés selon l'âge pour 100 000 personnes-années à risque, rapports des taux et différences des taux pour 100 000 personnes-années à risque chez les hommes et les femmes des Premières nations comparativement aux hommes et aux femmes non autochtones, par indicateur socioéconomique, sujets ne vivant pas en établissement âgés de 25 ans ou plus à la date de référence, Canada, 1991-2001

Caractéristique évaluée en 1991	Membres des Premières nations			Non-Autochtones			Membres des Premières nations par rapport aux non-Autochtones			
	Décès	TMNA	IC à 95 %	Décès	TMNA	IC à 95 %	RT	IC à 95 %	DT	IC à 95 %
Niveau de scolarité										
Hommes										
Pas de diplôme d'études secondaires	606	256,7	236,3 278,8	33 776	227,8	224,5 231,1	1,13	1,04 1,23	28,9	7,4 50,4
Diplôme d'études secondaires ou plus	157	231,4	190,6 281,0	21 738	166,4	164,2 168,7	1,39	1,14 1,69	65,0	20,0 110,0
Femmes										
Pas de diplôme d'études secondaires	530	176,3	161,3 192,6	25 307	110,6	108,6 112,7	1,59	1,46 1,74	65,7	49,9 81,4
Diplôme d'études secondaires ou plus	98	141,8	108,5 185,4	13 759	79,7	78,3 81,1	1,78	1,36 2,33	62,1	24,1 100,2
Quintile de suffisance du revenu										
Hommes										
Quintile 1 – le moins élevé	309	298,4	266,4 334,3	13 053	273,1	267,3 279,1	1,09	0,97 1,23	25,3	-9,1 59,7
Quintile 2	239	257,3	225,0 294,4	15 476	213,4	209,1 217,8	1,21	1,05 1,38	44,0	9,1 78,9
Quintile 3	116	222,4	185,2 267,2	10 088	185,0	181,2 189,0	1,20	1,00 1,45	37,4	-3,5 78,3
Quintiles 4,5 – les plus élevés	99	208,0	169,0 256,0	16 897	161,1	158,6 163,6	1,29	1,05 1,59	46,9	3,7 90,2
Femmes										
Quintile 1 – le moins élevé	275	185,5	164,7 209,0	15 918	127,7	124,5 131,0	1,45	1,29 1,64	57,8	35,5 80,2
Quintile 2	211	172,6	149,8 198,8	9 346	98,6	96,0 101,3	1,75	1,51 2,02	74,0	49,4 98,6
Quintile 3	81	142,2	113,6 178,1	5 559	88,9	86,4 91,5	1,60	1,28 2,01	53,3	21,2 85,4
Quintiles 4,5 – les plus élevés	61	146,7	112,1 192,0	8 243	76,7	75,1 78,5	1,91	1,46 2,50	70,0	30,5 109,4

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Abréviations : TMNA, taux de mortalité normalisés selon l'âge; IC, intervalle de confiance; MCV, maladie cardiovasculaire; DT, différence des taux; RT, rapport des taux.

Remarque : La population type (personnes-années à risque) pour la normalisation selon l'âge est extraite de la répartition des Autochtones selon l'âge (tranches d'âge de 5 ans).

TABLEAU 5
Rapports de risques de décès par maladie cardiovasculaire dans la cohorte des membres des Premières nations comparativement à la cohorte non autochtone, ajustés en fonction de certains indicateurs socioéconomiques, sujets ne vivant pas en établissement âgés de 25 ans ou plus à la date de référence, Canada, 1991-2001

Ajusté en fonction de :	Hommes			Femmes		
	Rapport de risques	IC à 95 %		Rapport de risques	IC à 95 %	
l'âge	1,24	1,16	1,34	1,67	1,54	1,80
l'âge + le niveau de scolarité	1,15	1,07	1,24	1,55	1,44	1,68
l'âge + la suffisance du revenu	1,13	1,05	1,21	1,58	1,46	1,71
l'âge + le niveau de scolarité + la suffisance du revenu	1,08	1,00	1,16	1,50	1,39	1,63

Source : Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001.

Abréviation : IC, intervalle de confiance.

Remarque : Modèles ajustés en fonction de l'âge en années (en continu), du niveau de scolarité (détention d'au moins un diplôme d'études secondaires ou non) et du quintile de suffisance du revenu (1, 2 ou 3 vs 4 + 5 regroupés).

Premières nations et une cohorte de non-Autochtones. Les écarts étaient toujours présents après le calcul des taux de mortalité dans chaque catégorie de niveau de scolarité et de revenu, ce qui veut dire qu'ils ne peuvent pas être expliqués uniquement par ces facteurs. Dans des modèles de Cox ajustés en fonction à la fois du revenu et du niveau de scolarité, les rapports de risques étaient réduits de 67 % chez les hommes et de 25 % chez les femmes, indiquant que ces facteurs jouent un rôle important dans les écarts, mais qu'ils n'en sont pas entièrement responsables. Une étude portant sur l'impact du statut socioéconomique sur les inégalités dans l'état de santé auto-évalué et dans les maladies chroniques – recherche où étaient comparés des membres des Premières nations vivant hors réserve et d'autres Canadiens – a montré que la prise en compte de facteurs tels que le revenu et le niveau de scolarité diminuaient, mais n'éliminaient pas, ces écarts de santé[37]. Cette même étude a aussi montré que certains facteurs classiquement associés à la santé dans la population générale n'ont pas cet effet chez les Premières nations[37]. Par exemple, chez les adultes non autochtones, les hommes sont moins nombreux que les femmes à se déclarer en très bonne ou en excellente santé, tandis que chez les adultes des Premières nations, les hommes et les femmes sont aussi susceptibles les uns que les autres de se dire en très bonne ou en excellente santé. Bien que les résultats de notre étude aient montré que la mortalité par maladie cardiovasculaire est plus élevée chez les hommes que chez les femmes tant dans la cohorte des Premières nations que dans la cohorte non autochtone, la différence des taux entre les deux sexes était moins élevée dans la cohorte des Premières nations que dans la cohorte non autochtone. En termes de différences entre les sexes sur le plan de la mortalité par maladie cardiovasculaire, les femmes des Premières nations sont moins avantagées que ne le sont les femmes non autochtones par rapport aux hommes. D'autres études devraient être menées pour déterminer les causes de cette observation.

Limites

Les données de cette étude excluaient les personnes n'ayant pas rempli le questionnaire long du recensement de 1991, c'est-à-dire les résidents en établissement de soins de longue durée ou en centre pour personnes âgées, les détenus, de même que les personnes non dénombrées par le recensement (environ 3,4 % des résidents canadiens de tous âges). Les personnes non recensées sont susceptibles d'être des personnes jeunes, mobiles, à faible revenu, d'origine autochtone[38], sans domicile fixe ou vivant dans une réserve indienne[39]. Par ailleurs, comme il était nécessaire d'obtenir des noms cryptés à partir des données des déclarations de revenu, seules les personnes déclarant un revenu ont pu faire l'objet d'un suivi de mortalité. Les taux de couplage avec le fichier de noms extrait à partir des données des déclarations de revenu étaient plus faibles pour les répondants au recensement appartenant aux Premières nations (54 %) que pour les répondants non autochtones (77 %). Le profil socioéconomique des membres de la cohorte des Premières nations était néanmoins semblable à celui de l'ensemble des membres des Premières nations ayant rempli le questionnaire long du recensement, ce qui milite en faveur de l'absence de biais important pendant le premier couplage (données non présentées).

Dans cette étude, on a défini les membres des Premières nations comme les répondants au recensement ayant déclaré une ascendance d'Indien d'Amérique du Nord, un statut d'Indien inscrit en vertu de la *Loi sur les Indiens* ou l'appartenance à une bande indienne ou à une Première nation, car le recensement de 1991 ne comportait pas de questions sur l'auto-identification à un groupe autochtone. Cette définition du membre des Premières nations excluait de nombreuses personnes d'origine mixte (autochtone et non autochtone) dont les caractéristiques au recensement (données non présentées) se rapprochaient davantage de celles des non-Autochtones que de celle des membres des Premières nations tels qu'ils ont été définis dans l'étude.

Notre étude portait sur la mortalité par maladie cardiovasculaire et non sur la morbidité. Quoique la mortalité représente l'aboutissement de l'évolution d'une maladie, l'étude ne constitue donc pas une évaluation du fardeau complet des maladies cardiovasculaires.

Le lieu de résidence, le niveau de scolarité et le revenu ont été évalués seulement à la date de référence (4 juin 1991) et ils ne correspondent donc pas nécessairement à la situation plus tard dans la période de suivi.

Conclusion

Le fardeau accru des maladies cardiovasculaires chez les peuples autochtones est de plus en plus reconnu au Canada[4-7]. Les résultats de cette étude montrent que la mortalité par maladie cardiovasculaire est plus élevée chez les membres des Premières nations en général et qu'elle est liée au niveau de scolarité et à la suffisance du revenu. Comme jusqu'à 80 % des maladies cardiovasculaires prématurées sont considérées comme évitables, on devrait pouvoir réduire de façon marquée le fardeau des maladies cardiovasculaires chez les peuples autochtones du Canada[7]. Les présents résultats montrent que la suffisance du revenu et le niveau de scolarité sont des facteurs qui jouent tous deux un rôle important dans les différences observées sur le plan des taux de mortalité par maladie cardiovasculaire entre les membres des Premières nations et les Canadiens non autochtones.

Remerciements

Cette étude a été financée par la Direction générale de la santé des Premières nations et des Inuits de Santé Canada. La création de la cohorte a été financée par l'Initiative sur la santé de la population canadienne, qui fait partie de l'Institut canadien d'information sur la santé. Les auteurs souhaitent également remercier Eric Guimond, d'Affaires autochtones et Développement du Nord Canada, pour avoir préalablement mis au point des définitions opérationnelles relatives aux Premières nations pour le recensement de 1991.

Références

1. Gracey M, King M. Indigenous health part 1: determinants and disease patterns. Lancet. 2009; 374(9683):65-75.

2. Initiative sur la santé de la population canadienne. Améliorer la santé des Canadiens. Ottawa (Ont.) : Institut canadien d'information sur la santé; 2004.

3. Waldram JB, Herring DA, Young TK. Aboriginal health in Canada: historical, cultural, and epidemiological perspectives, 2e éd. Toronto (Ont.): University of Toronto Press; 2006.

4. Reading J. The crisis of chronic disease among Aboriginal peoples: a challenge for public health, population health and social policy. Victoria (BC): Centre for Aboriginal Health Research, University of Victoria; 2009.

5. Trovato F. Canadian Indian mortality during the 1980s. Soc Biol. 2000; 47(1 2):135 45.

6. Lee DS, Chiu M, Manuel DG, Tu K, Wang X, Austin PC, et collab. Trends in risk factors for cardiovascular disease in Canada: temporal, socio demographic and geographic factors. CMAJ. 2009;181(3 4): E55 E66.

7. Comité directeur de la SCSC PA [Stratégie canadienne de santé cardiovasculaire et Plan d'action]. Pour un Canada au cœur qui bat. Ottawa (Ont.) : Stratégie canadienne de santé cardiovasculaire et Plan d'action; 2009 (consultation le 3 fév. 2010). PDF (298 Mo) téléchargeable à partir du lien : http://www.chhs.ca/sites/default/files/Document%20Links/Reports/French/CHHS%20%20Building%20a%20Heart%20Healthy%20Canada%20%20FR%20%20Rev%202009.pdf

8. Équipe nationale de l'ERS. Enquête régionale longitudinale sur la santé des Premières Nations (ERS) 2002 2003 : Résultats de l'enquête sur les enfants, les jeunes et les adultes dans les communautés des Premières Nations. 2e éd. rév. Ottawa (Ont.) : Assemblée des Premières Nations/Centre de gouvernance de l'information des premières nations; mars 2007 (consultation le 3 fév. 2010). PDF (en anglais) téléchargeable à partir du lien : www.rhs ers.ca/sites/default/files/ENpdf/rhs2002 03reports/rhs2002 03 technicalreport afn.pdf

9. Lix LM, Bruce S, Sarkar J, Young TK. Facteurs de risque et problèmes de santé chroniques chez les Autochtones et les non Autochtones. Rapports sur la santé. 2009; 20(4):1 10.

10. Anand SS, Yusuf S, Jacobs R, Davis AD, Yi Q, Gerstein H, et al. Risk factors, atherosclerosis, and cardiovascular disease among Aboriginal people in Canada: the Study of Health Assessment and Risk Evaluation in Aboriginal Peoples (SHARE AP). Lancet. 2001;58:1147 53.

11. Mao Y, Moloughney BW, Semenciw RM, Morrison HI. Indian reserve and registered Indian mortality in Canada. Can J Public Health. 1992;83(5):350 3.

12. British Columbia Provincial Health Officer. Pathways to health and healing: 2nd report on the health and well being of Aboriginal people in British Columbia. Provincial Health Officer's Annual Report 2007. Victoria (BC): Ministry of Healthy Living and Sport; 2009.

13. Wilkins R, Tjepkema M, Mustard C, Choinière R. Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001. Rapports sur la santé. 2008;19(3):27 48.

14. Fair ME. Generalized record linkage system: Statistics Canada's record linkage software. Austrian J Stat. 2004;33(1&2):37 53.

15. Fair ME, Carpenter M, Aylwin H. Recherche sur la santé : catalogue des projets sur l'hygiène du travail et de l'environnement : 1978 à 2005. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2006 (Statistique Canada, nº 82 581 XIF au catalogue).

16. Statistique Canada. Dictionnaire du recensement de 1991. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 1992 (Statistique Canada, nº 92 301F au catalogue).

17. Shah BR, Hux JE, Zinman B. Increasing rates of ischemic heart disease in the native population of Ontario, Canada. Arch Intern Med. 2000;160(12):1862 6.

18. Anand SS, Razak F, Davis AD, Jacobs R, Vuksan V, Teo K, et al. Social disadvantage and cardiovascular disease: development of an index and analysis of age, sex, and ethnicity effects. Int J Epidemiol. 2006;35(5):1239 45.

19. Retnakaran R, Hanley AJ, Connelly PW, Harris SB, Zinman B. Cigarette smoking and cardiovascular risk factors among Aboriginal Canadian youths. CMAJ. 2005;173(8):885 9.

20. Katzmarzyk P. Obesity and physical activity among Aboriginal Canadians. Obesity. 2008;16(1):184 90.

21. Johnson JA, Vermeulen SU, Toth EL, Hemmelgarn BR, Ralph Campbell K, Hugel G, et al. Increasing incidence and prevalence of diabetes among the Status Aboriginal population in urban and rural Alberta, 1995 2006. Can J Public Health. 2009;100(3):231 6.

22. Dyck R, Osgood N, Lin TH, Hsiang T, Gao A, Stang MR. Epidemiology of diabetes mellitus among First Nations and non First Nations adults. CMAJ. 2010;182(3):249 56.

23. Dewailly E, Blanchet C, Gingras S, Lemieux S, Holub BJ. Cardiovascular disease risk factors and n 3 fatty acid status in the adult population of James Bay Cree. Am J Clin Nutr. 2002;76(1):85 92.

24. Garriguet D. L'obésité et les habitudes alimentaires de la population autochtone. Rapports sur la santé. 2008;19(1):1 17.

25. Link BG, Phelan J. Social conditions as fundamental causes of disease. J Health Soc Behav. 1995;35:80 94.

26. Statistique Canada. Peuples autochtones du Canada en 2006 : Inuits, Métis et Premières nations, Recensement de 2006. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2008 (Statistique Canada, nº 97 558 XIF au catalogue).

27. Garner R, Carrière G, Sanmartin C, équipe de recherche de l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé. La santé des adultes chez les Premières Nations vivant hors réserve, les Inuits, et les Métis au Canada : l'incidence du statut socioéconomique sur les inégalités en matière de santé. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2010 (Série de documents de travail de la recherché sur la santé, nº 4) (Statistique Canada, nº 82 622 X au catalogue – nº 004).

28. Statistique Canada. Couverture. Rapports techniques du recensement de 1991, Série des produits de référence. Ottawa (Ont.) : ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie; 1994 (Statistique Canada, nº 92 341F au catalogue).

29. Statistique Canada. Enquête auprès des peuples autochtones de 1991 : fichier de microdonnées des adultes : guide de l'utilisateur. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 1995.

Disparités d'espérance de vie selon le revenu dans la ville de Toronto et dans la région de Peel, en Ontario

J. Stratton, M. Sc. S. (1); D. L. Mowat, FRCPC (1,2,3,4); R. Wilkins, M. Urb. (5,6); M. Tjepkema, M.S.P. (5)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Pour comprendre le faible gradient de mortalité selon le revenu du quartier observé dans une étude antérieure, nous avons utilisé les données individuelles de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 afin d'examiner les disparités d'espérance de vie et de probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans selon le revenu, dans la ville de Toronto et la région de Peel.

Méthodologie : Nous avons calculé des tables de survie selon le sexe et le quintile de suffisance du revenu pour tous les membres de la cohorte ainsi que pour les immigrants et les non-immigrants pris séparément.

Résultats : Pour tous les membres de la cohorte, tant chez les hommes que chez les femmes et tant chez les immigrants que chez les non-immigrants, on a observé un gradient manifeste, l'espérance de vie augmentant graduellement avec le quintile de revenu. Toutefois, les disparités selon le revenu étaient beaucoup plus élevées lorsque l'analyse se limitait aux non-immigrants. Le gradient plus faible observé chez les immigrants semblait refléter la plus grande proportion de nouveaux immigrants dans les quintiles de revenu inférieurs.

Conclusion : Ces observations font ressortir l'importance de recourir, dans la mesure du possible, aux données sur le revenu personnel et d'inclure le statut d'immigrant et la période d'immigration dans l'évaluation des indicateurs de la santé, en particulier dans les régions comptant une forte proportion d'immigrants.

Mots-clés : étude de cohorte, mortalité, probabilité de survie, effet de l'immigrant en bonne santé, Canada

Introduction

Le « gradient de santé selon le revenu », c'est-à-dire un meilleur état de santé allant de pair avec un revenu plus élevé, a été démontré à plusieurs reprises, tant au Canada qu'aux États-Unis, par des études portant sur divers indicateurs de la santé dont la mortalité[1,2], l'espérance de vie[3], la qualité de vie liée à la santé[3] et l'incapacité[3,4]. Les personnes moins favorisées sur le plan socioéconomique présentent un moins bon état de santé que les personnes plus aisées, comme l'indique toute une gamme de mesures. Le gradient socioéconomique n'est pas statique : il varie dans le temps selon l'âge et le sexe, mais aussi selon la mesure de la santé et la sous-population étudiée.

Dans le cadre d'une analyse récente, à petite échelle, portant sur la relation entre l'espérance de vie et le revenu du quartier dans la région de Peel (située juste à l'ouest de la ville de Toronto), nous avons utilisé la Base de données sur la mortalité de l'Ontario pour l'année 2005 et les données du recensement de 2006 concernant le pourcentage de la population à faible revenu par secteur de recensement (annexe, tableau A). Nos résultats ont indiqué que l'espérance de vie était semblable dans tous les quintiles de revenu du quartier, et ce, tant chez les hommes que chez les femmes. Manifestement, le gradient attendu n'était pas présent. Nous avons donc effectué une analyse des données de cohorte mortalité-recensement déjà couplées[5] afin de nous aider à comprendre le comment et le pourquoi de cette situation. Nous avons formulé l'hypothèse que le pourcentage élevé d'immigrants (49 %) dans cette région pourrait avoir occulté le gradient de mortalité selon le revenu en raison de l'effet de « l'immigrant en bonne santé ». De plus, comme riches et pauvres cohabitent au sein de nombreux quartiers, l'utilisation des moyennes de quartier entraîne le classement d'un grand nombre de personnes dans une mauvaise catégorie, ce qui réduit les estimations de l'effet. Des études réalisées au Canada et aux États-Unis ont permis d'établir que le gradient de mortalité selon le revenu est plus prononcé lorsqu'on analyse les données en fonction du revenu familial plutôt qu'à partir de diverses mesures du revenu du quartier[1,6].

Rattachement des auteurs :

1. Bureau de santé publique de la région de Peel, Brampton (Ontario), Canada
2. École de santé publique Dalla Lana, Université de Toronto, Toronto (Ontario), Canada
3. Département de santé communautaire et d'épidémiologie, Université Queen's, Kingston (Ontario), Canada
4. Faculté des sciences infirmières, Université McMaster, Hamilton (Ontario), Canada
5. Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada
6. Département d'épidémiologie et de médecine sociale, Université d'Ottawa, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Russell Wilkins, Division de l'analyse de la santé, Statistique Canada, RHC-24A, 100, promenade du Pré Tunney, Ottawa (Ontario) K1A 0T6; tél. : 613-951-5305; téléc. : 613-951-4936; courriel : russell.wilkins@statcan.gc.ca

Certaines études sur la mortalité chez les immigrants au Canada ont fait abstraction des différences de revenu[7-10], tandis que d'autres ont uniquement rajusté les données en fonction du revenu ou du revenu du quartier (au lieu de présenter les résultats en fonction du revenu)[12-15].

Notre étude visait, d'une part, à présenter les différences de mortalité toutes causes confondues entre les quintiles de revenu à partir de microdonnées sur le revenu personnel et le revenu familial tirées du recensement et, d'autre part, à examiner la façon dont ces différences varient entre immigrants et non-immigrants. En nous appuyant sur les données de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001, nous avons calculé, pour l'ensemble de la ville de Toronto et de la région de Peel, des tables de survie selon le sexe et le quintile de suffisance du revenu, pour tous les membres de la cohorte ainsi que pour les immigrants et les non-immigrants pris séparément. À ce jour, aucune donnée sur la mortalité toutes causes confondues selon le revenu personnel ou familial comparant les résultats des immigrants et des non-immigrants n'a été publiée au Canada. Nous espérions que les résultats de cette étude nous aideraient à mieux comprendre les observations de notre étude précédente sur le sujet.

Méthodologie

Source des données

L'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 réalisée par Statistique Canada repose sur une base de données de cohorte couplée de façon probabiliste, dans laquelle un échantillon de 15 % (n = 2 735 152) de la population hors établissement âgée de 25 ans et plus ayant rempli le questionnaire long du recensement de 1991 (la cohorte) a été couplé aux données sur les décès de la Base canadienne de données sur la mortalité qui couvre une période de près de onze ans (du 4 juin 1991 au 31 décembre 2001). Le fichier de données couplées contient de l'information relative à diverses caractéristiques personnelles, à la situation socioéconomique, aux limitations d'activité ainsi qu'à la cause et à la date du décès. D'autres précisions concernant la construction et le contenu du fichier de données couplées ont déjà été présentées[5].

Pour cette étude, des données ont été extraites des divisions du recensement de 1991 qui correspondent à la région actuelle de Peel (Mississauga, Brampton et Caledon) et à la ville fusionnée de Toronto (comprenant les anciennes villes de Toronto, North York, York, Etobicoke et Scarborough, ainsi que l'ancien bourg d'East York). Nous avons regroupé les deux régions de façon à obtenir un échantillon dont la taille permettrait d'élaborer des tables de survie pour les vingt sous-populations étudiées, chacune nécessitant des données sur les décès par tranches d'âge de 5 ans. Les deux régions comptent un pourcentage semblable d'immigrants et se situent dans la même zone de marché du travail (la région métropolitaine de recensement de Toronto).

Définitions

Quintile de suffisance du revenu. Pour établir les quintiles de suffisance du revenu (tranches d'un cinquième de la population), on a déterminé, dans une étude antérieure[5], le revenu total de toutes provenances, avant impôt et après transfert, de chaque famille économique et personne seule faisant partie de la population hors établissement visée par le recensement. On a calculé ensuite le rapport entre le revenu total et le seuil de faible revenu de 1991, selon la taille de chaque famille et de chaque collectivité. On a ensuite classé la population en fonction de ce rapport, âges et sexes confondus, par région métropolitaine, agglomération et région rurale de recensement pour chacune des provinces et on a finalement divisé le tout en cinquièmes.

Immigrant. Dans cette analyse, le terme « immigrant » fait référence aux personnes qui ne sont pas citoyennes canadiennes de naissance. Il comprend toutes les personnes qui sont ou ont déjà été immigrants au Canada ou qui ont le statut de résident non permanent selon le recensement de 1991. Certains immigrants habitent au Canada depuis de nombreuses années, tandis que d'autres viennent tout juste d'arriver; presque tous sont nés à l'étranger.

Non-immigrant. Dans le cadre de la présente analyse, le terme « non-immigrant » fait référence aux citoyens canadiens de naissance. Presque tous les non-immigrants sont nés au Canada.

Techniques d'analyse

Analyse de la mortalité. Pour chaque membre de la cohorte, les jours-personnes de suivi ont été calculés pour la période allant du début de l'étude (le 4 juin 1991) à la date du décès, de l'émigration (connue pour 1991 seulement) ou de la fin de l'étude (le 31 décembre 2001). Ensuite, les années-personnes à risque ont été calculées en divisant les jours-personne de suivi par 365,25.

Les tables de survie abrégées de la période visée pour chaque sexe et chaque quintile, de même que les erreurs-types et les intervalles de confiance (IC) à 95 % correspondants ont été calculés d'après la méthode de Chiang[16]. Ces calculs ont été effectués après la conversion de l'âge au début de l'étude à l'âge au début de chaque année de suivi, tandis que les décès et les années-personnes à risque ont été calculés séparément pour chaque année (ou année partielle) de suivi. Les décès et les années-personnes à risque ont par la suite été regroupés par tranches d'âge de cinq ans selon l'âge au début de chaque année de suivi, avant le calcul des tables de survie[5].

Résultats

Membres de la cohorte et décès au cours de la période de suivi

La cohorte de départ comptait 287 500 membres vivant soit dans la ville de Toronto (220 400 personnes), soit dans la région de Peel (67 100 personnes), dont 53 % d'immigrants. Au cours de la période de suivi, 25 648 membres admissibles de cette cohorte sont décédés (12 134 immigrants, 13 514 non-immigrants).

Le tableau 1 présente le nombre de membres, les années-personnes à risque et le nombre de décès selon le quintile de revenu pour tous les membres de la cohorte, ainsi que pour les immigrants et les non-immigrants en fonction du sexe.

Moins de 20 % des membres de la cohorte se situaient dans le quintile de revenu inférieur et plus de 20 % dans le quintile supérieur. Cette observation s'explique principalement par le fait que les données sur les membres de la cohorte devaient être couplées aux données sur les déclarations de revenus pour que l'on puisse effectuer le suivi de la mortalité, et les personnes ayant un revenu élevé sont davantage susceptibles de produire une déclaration de revenus.

Caractéristiques socioéconomiques de chaque quintile de revenu

Le tableau 2 présente pour tous les membres de la cohorte, immigrants et non-immigrants des deux sexes confondus, diverses

TABLEAU 1
Membres de la cohorte, années personnes à risque et décès au cours de la période étudiée, selon le quintile de suffisance du revenu, le sexe et le statut d'immigrant, ville de Toronto et région de Peel, 1991 à 2001 (personnes de 25 ans et plus ne vivant pas dans un établissement au début de l'étude)

Statut d'immigrant Quintile de revenu	Hommes			Femmes		
	Membres de la cohorte	Années personnes à risque	Décès	Membres de la cohorte	Années personnes à risque	Décès
Immigrants[a] et non immigrants						
Total, tous les quintiles	139 700	1 402 110	14 451	147 800	1 508 140	11 197
Quintile 1 (inférieur)	24 000	232 550	3 873	31 000	307 590	4 125
Quintile 2	28 700	285 830	3 286	31 300	319 980	2 314
Quintile 3	29 100	294 830	2 623	29 800	306 080	1 779
Quintile 4	29 300	298 240	2 371	28 700	295 790	1 503
Quintile 5 (supérieur)	28 600	290 690	2 298	27 000	278 760	1 476
Immigrants[a]						
Total, tous les quintiles	75 100	756 830	7 212	76 100	780 790	4 922
Quintile 1 (inférieur)	16 400	162 030	2 140	19 600	197 530	1 885
Quintile 2	17 900	180 080	1 766	18 300	188 510	1 066
Quintile 3	16 000	162 780	1 319	15 400	158 530	788
Quintile 4	13 800	140 430	1 108	13 000	134 110	656
Quintile 5 (supérieur)	11 000	111 540	879	9 900	102 120	527
Non immigrants						
Total, tous les quintiles	64 600	645 270	7 239	71 700	727 360	6 275
Quintile 1 (inférieur)	7 600	70 510	1 733	11 400	110 040	2 240
Quintile 2	10 800	105 760	1 520	13 000	131 450	1 248
Quintile 3	13 100	132 020	1 304	14 400	147 560	991
Quintile 4	15 600	157 840	1 263	15 700	161 680	847
Quintile 5 (supérieur)	17 600	179 150	1 419	17 100	176 600	949

Source : Tableaux spéciaux tirés de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001[1].

Remarque : Le nombre de membres de la cohorte et le nombre d'années personnes à risque ont été arrondis indépendamment (respectivement à la centaine et à la dizaine la plus proche).

[a] Nés à l'étranger, y compris les résidents non permanents.

TABLEAU 2
Caractéristiques des membres de la cohorte (immigrants et non-immigrants confondus) pour chaque quintile de suffisance du revenu, ville de Toronto et région de Peel, au début de l'étude, 1991

Quintile de revenu	Total	Pourcentage du nombre total de membres dans le quintile, %						
		Nés à l'étranger[a]	Nouveaux immigrants[b]	Minorités visibles[c]	Sans diplôme d'études secondaires	Diplôme universitaire	Paiements de transfert du gouvernement[d]	Autochtones[e]
Total, tous les quintiles	100,0	52,8	10,7	24,0	31,2	19,8	14,5	0,8
Quintile 1 (inférieur)	100,0	65,7	23,0	35,2	46,4	10,4	41,0	1,0
Quintile 2	100,0	60,5	14,1	29,5	37,5	12,2	15,9	0,8
Quintile 3	100,0	53,5	8,7	24,0	31,1	16,1	8,7	0,8
Quintile 4	100,0	46,4	5,1	18,4	25,1	22,1	5,3	0,7
Quintile 5 (supérieur)	100,0	37,9	2,8	12,8	16,0	38,8	2,4	0,6

Source : Tableaux spéciaux tirés de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001[1].

[a] Près de 100 % des immigrants, mais moins de 1 % des non immigrants, étaient nés à l'étranger.

[b] Personnes ayant immigré entre 1986 et 1991.

[c] Au Canada, le terme « minorité visible » ne comprend pas les peuples autochtones; 43 % des immigrants et 3 % des non immigrants appartenaient aux minorités visibles.

[d] Pourcentage des membres de la cohorte ayant pour principale source de revenu des paiements de transfert du gouvernement.

[e] Personnes d'ascendance autochtone ou Indiens inscrits; presque en totalité (96 %) des non immigrants.

caractéristiques socioéconomiques pour chaque quintile de suffisance du revenu au début de l'étude, caractéristiques exprimées sous forme de pourcentage du nombre total de membres dans chaque quintile. Puisque toutes les caractéristiques présentées variaient clairement suivant le revenu, nous n'avons relevé que les valeurs les plus élevées et les plus basses de chaque série.

Comparativement aux membres de la cohorte qui se situaient dans le quintile de revenu supérieur, ceux qui se trouvaient dans le quintile inférieur étaient beaucoup plus nombreux à ne pas avoir de diplôme d'études secondaires (46 % contre 16 %) et à avoir pour principale source de revenu des paiements de transfert du gouvernement (41 % contre 2 %). De plus, ils étaient moins nombreux à détenir un diplôme universitaire (10 % contre 39 %).

Près de la totalité des immigrants, mais moins de 1 % des non-immigrants, étaient nés à l'étranger. Dans le quintile de revenu supérieur, le pourcentage de membres nés à l'étranger s'établissait à 38 %, par rapport à 66 % dans le quintile inférieur. Le pourcentage de nouveaux immigrants (entre 1986 et 1991) se situait à 3 % dans le quintile de revenu supérieur, comparativement à 23 % dans le quintile inférieur.

Au Canada, le terme « minorité visible » ne comprend pas les peuples autochtones[5]. Dans la cohorte Toronto-Peel, le pourcentage de membres d'une minorité visible s'établissait à 13 % dans le quintile de revenu supérieur, par rapport à 35 % dans le quintile inférieur. Presque tous les membres autochtones de la cohorte (96 %) étaient des non-immigrants, mais le pourcentage d'Autochtones était faible (≤ 1 %) dans tous les quintiles.

Le tableau 3 présente les pourcentages globaux liés à chacune des caractéristiques pour les immigrants et les non-immigrants pris séparément, ainsi que les pourcentages pour les immigrants et les non-immigrants selon le quintile de revenu. Dans l'ensemble, un cinquième (20 %) des immigrants étaient de nouveaux immigrants (entre 1986 et 1991), mais ils comptaient pour plus du tiers (35 %) du quintile de revenu inférieur et pour moins du dixième (8 %) du quintile supérieur. Sans surprise, un nombre beaucoup plus élevé d'immigrants que de non-immigrants faisait partie des minorités visibles (43 % contre 3 %), bien que parmi les immigrants, le pourcentage de membres des minorités visibles variait, passant de plus de la moitié (52 %) dans le quintile de revenu inférieur à moins du tiers (30 %) dans le quintile supérieur. Plus du tiers des immigrants n'avait pas obtenu de diplôme d'études secondaires (36 %), comparativement au quart environ, chez les non-immigrants (26 %). Par rapport aux non-immigrants, les immigrants étaient moins nombreux à détenir un diplôme universitaire (16 % contre 24 %), mais un peu plus nombreux à avoir pour principale source de revenu des paiements de transfert du gouvernement (16 % contre 13 %). Parmi les non-immigrants, le pourcentage d'Autochtones s'établissait à 3 % dans le quintile de revenu inférieur et à moins de 1 % dans le quintile supérieur.

Disparités dans le nombre d'années de vie restantes à 25 ans

L'espérance de vie restante à 25 ans (qui présuppose d'avoir survécu jusqu'à cet âge) est présentée dans le tableau 4. Pour tous les membres de la cohorte de la région étudiée (tant chez les hommes que chez les femmes et tant chez les immigrants que chez les non-immigrants), on observe un gradient manifeste, l'espérance de vie augmentant graduellement avec le quintile de revenu. La différence entre l'espérance de vie restante des membres du quintile de revenu inférieur et celle des membres du quintile supérieur atteignait 5,3 ans chez les hommes et 3,3 ans chez les femmes.

Chez les non-immigrants, le gradient d'espérance de vie restante selon le revenu était plus prononcé et affichait une nette progression en escalier entre les divers

TABLEAU 3
Caractéristiques des membres de la cohorte, immigrants et non immigrants pris séparément, pour chaque quintile de suffisance du revenu, ville de Toronto et région de Peel, au début de l'étude, 1991 (pourcentage du total de la rangée pour les immigrants et les non-immigrants)

	Nouveaux immigrants[a]		Minorités visibles[b]		Sans diplôme d'études secondaires		Diplôme universitaire		Paiements de transfert du gouvernement[c]		Autochtones[d]	
Quintile de revenu	Immigrant	Non-immigrant	Immigrant	Non-immigrant	Immigrant	Non-immigrant	Immigrant	Non-immigrant	Immigrant	Non-immigrant	Immigrant	Non-immigrant
Total, tous les quintiles	20,3	0,0	43,1	2,8	36,4	25,5	16,3	23,7	16,1	12,6	0,1	1,6
Quintile 1 (inférieur)	35,2	0,0	52,1	3,3	45,7	47,7	10,8	9,8	36,6	49,2	0,0	2,7
Quintile 2	23,3	0,0	47,1	2,8	40,5	32,9	11,8	13,0	15,5	16,4	0,0	1,9
Quintile 3	16,4	0,0	42,7	2,6	35,7	25,8	14,5	17,9	9,7	7,6	0,1	1,6
Quintile 4	11,0	0,0	36,5	2,8	30,7	20,2	19,2	24,6	6,8	3,9	0,1	1,3
Quintile 5 (supérieur)	7,6	0,0	29,7	2,6	21,6	12,6	33,0	42,4	3,5	1,7	0,1	0,9

Source : tableaux spéciaux tirés de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001[5].

[a] Personnes ayant immigré entre 1986 et 1991.

[b] Au Canada, le terme « minorité visible » ne comprend pas les peuples autochtones; 43 % des immigrants et 3 % des non-immigrants appartenaient aux minorités visibles.

[c] Pourcentage des membres de la cohorte ayant pour principale source de revenu des paiements de transfert du gouvernement.

[d] Personnes d'ascendance autochtone ou Indiens inscrits; presque en totalité (96 %) des non-immigrants.

TABLEAU 4
Espérance de vie restante à 25 ans (qui présuppose d'avoir survécu jusqu'à cet âge) selon le quintile de suffisance du revenu, le sexe et le statut d'immigrant, ville de Toronto et région de Peel, 1991 à 2001

Statut d'immigrant Quintile de revenu	Hommes Années (IC à 95 %)	Femmes Années (IC à 95 %)
Immigrants[a] et non-immigrants		
Total, tous les quintiles	53,7 (53,5 à 53,9)	59,3 (59,1 à 59,5)
Quintile 1 (inférieur)	50,6 (50,2 à 51,0)	57,1 (56,7 à 57,5)
Quintile 2	53,0 (52,6 à 53,4)	59,2 (58,8 à 59,6)
Quintile 3	54,0 (53,6 à 54,4)	59,7 (59,2 à 60,1)
Quintile 4	55,0 (54,6 à 55,4)	60,6 (60,2 à 61,1)
Quintile (supérieur)	56,0 (55,5 à 56,4)	60,4 (60,0 à 60,9)
Différence Q5-Q1	5,3 (4,7 à 5,9)	3,3 (2,7 à 3,9)
Immigrants[a]		
Total, tous les quintiles	55,4 (55,1 à 55,6)	60,9 (60,6 à 61,1)
Quintile 1 (inférieur)	53,8 (53,3 à 54,3)	60,3 (59,8 à 60,8)
Quintile 2	55,0 (54,5 à 55,5)	60,7 (60,1 à 61,2)
Quintile 3	55,6 (55,0 à 56,1)	60,9 (60,3 à 61,5)
Quintile 4	56,4 (55,7 à 57,0)	61,2 (60,5 à 61,9)
Quintile (supérieur)	57,6 (56,9 à 58,3)	61,1 (60,3 à 61,8)
Différence Q5-Q1	3,8 (3,0 à 4,7)	0,8 (−0,1 à 1,7)
Non-immigrants		
Total, tous les quintiles	51,7 (51,4 à 52,0)	57,6 (57,4 à 57,9)
Quintile 1 (inférieur)	45,1 (44,4 à 45,9)	52,5 (51,8 à 53,2)
Quintile 2	49,7 (49,0 à 50,4)	57,3 (56,7 à 58,0)
Quintile 3	51,7 (51,1 à 52,3)	58,4 (57,7 à 59,0)
Quintile 4	53,6 (53,0 à 54,1)	60,1 (59,4 à 60,7)
Quintile (supérieur)	55,0 (54,5 à 55,5)	60,0 (59,4 à 60,5)
Différence Q5-Q1	9,8 (8,9 à 10,7)	7,4 (6,5 à 8,3)

Source : Tableaux spéciaux tirés de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001[5].

Abréviations : IC, intervalle de confiance; Q, quintile.

[a] Nés à l'étranger, y compris les résidents non permanents.

quintiles de revenu, tant chez les hommes que chez les femmes. L'écart entre les quintiles de revenu inférieur et supérieur se situait à 9,8 ans chez les hommes et à 7,4 ans chez les femmes.

Chez les immigrants, le gradient d'espérance de vie restante selon le revenu était beaucoup moins prononcé. L'écart entre les quintiles de revenu supérieur et inférieur s'établissait à 3,8 ans chez les hommes et à 0,8 an chez les femmes.

Soulignons que dans chaque quintile de revenu et pour chacun des sexes, l'espérance de vie restante des immigrants dépassait toujours celle des non-immigrants. Toutefois, les différences entre les immigrants et les non-immigrants étaient moins marquées dans le quintile supérieur (2,6 ans chez les hommes et 1,1 an chez les femmes) et plus marquées dans le quintile inférieur (8,7 ans chez les hommes et 7,8 ans chez les femmes).

Disparités dans la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans

La probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans (à la condition d'avoir survécu jusqu'à l'âge de 25 ans) est présentée dans le tableau 5. Comme dans le cas de l'espérance de vie à 25 ans, le pourcentage d'hommes et de femmes pouvant espérer vivre jusqu'à l'âge de 75 ans augmentait graduellement avec le quintile de revenu pour tous les membres de la cohorte, tant chez les immigrants que chez les non-immigrants. Cependant, les disparités étaient beaucoup plus marquées chez les non-immigrants.

Pour tous les membres de la cohorte, tant chez les hommes que chez les femmes, on observe un gradient manifeste, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans augmentant graduellement avec le quintile de revenu. Chez les hommes, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans s'établissait à 57 % dans le quintile de revenu inférieur et à 74 % dans le quintile supérieur (une différence de 17 points de pourcentage). Chez les femmes, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans se situait à 73 % dans le quintile de revenu inférieur et à 84 % dans le quintile supérieur (une différence de 10 points de pourcentage).

Chez les hommes non immigrants, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans atteignait 40 % dans le quintile de revenu inférieur et 73 % dans le quintile supérieur (une différence de 33 points de pourcentage). Chez les hommes immigrants, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans s'établissait à 67 % dans le quintile de revenu inférieur et à 76 % dans le quintile supérieur (une différence de 9 points de pourcentage).

Chez les femmes non immigrantes, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans se situait à 61 % dans le quintile de revenu inférieur et à 82 % dans le quintile supérieur (une différence de 21 points de pourcentage). Chez les femmes immigrantes, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans atteignait 81 % dans le quintile de revenu inférieur et 85 % dans le quintile supérieur (une différence de 4 points de pourcentage).

Soulignons que dans chaque quintile de revenu et pour chacun des sexes, la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans des immigrants dépassait toujours celle des non-immigrants. Néanmoins, l'écart le plus grand entre les immigrants et les non-immigrants était observé dans le quintile de revenu inférieur (28 points de pourcentage chez les hommes et 20 points de pourcentage chez les femmes) et l'écart le plus faible, dans le quintile supérieur (3 points de pourcentage, tant chez les hommes que chez les femmes).

Analyse

Les résultats de la présente étude montrent clairement que l'espérance de vie restante à 25 ans et la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans des hommes et des femmes de la ville de Toronto et de la région de Peel diffèrent considérablement selon le quintile

TABLEAU 5
Probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans (à la condition d'avoir survécu jusqu'à l'âge de 25 ans) selon le quintile de suffisance du revenu, le sexe et le statut d'immigrant, ville de Toronto et région de Peel, 1991 à 2001

Statut d'immigrant / Quintile de revenu	Probabilité (%) (IC à 95 %)	
	Hommes	Femmes
Immigrants et non-immigrants		
Total, tous les quintiles	66,9 (66,3 à 67,5)	80,1 (79,5 à 80,6)
Quintile 1 (inférieur)	57,0 (55,5 à 58,5)	73,3 (72,0 à 74,5)
Quintile 2	64,1 (62,7 à 65,5)	79,5 (78,4 à 80,7)
Quintile 3	67,3 (66,0 à 68,7)	81,8 (80,6 à 82,9)
Quintile 4	69,5 (68,2 à 70,8)	82,9 (81,7 à 84,1)
Quintile (supérieur)	74,1 (72,9 à 75,4)	83,6 (82,4 à 84,7)
Différence Q5-Q1	17,2 (15,2 à 19,1)	10,3 (8,6 à 12,0)
Immigrants[a]		
Total, tous les quintiles	71,5 (70,7 à 72,3)	83,6 (82,9 à 84,3)
Quintile 1 (inférieur)	67,2 (65,4 à 69,1)	81,0 (79,5 à 82,4)
Quintile 2	69,3 (67,6 à 71,0)	82,4 (80,9 à 83,8)
Quintile 3	72,3 (70,6 à 74,0)	85,1 (83,7 à 86,6)
Quintile 4	73,1 (71,3 à 74,9)	85,3 (83,7 à 86,9)
Quintile (supérieur)	75,8 (74,0 à 77,7)	85,4 (83,6 à 87,2)
Différence Q5-Q1	8,6 (6,0 à 11,2)	4,4 (2,1 à 6,7)
Non-immigrants		
Total, tous les quintiles	61,0 (60,0 à 62,0)	76,0 (75,2 à 76,9)
Quintile 1 (inférieur)	39,7 (37,3 à 42,2)	60,9 (58,6 à 63,1)
Quintile 2	54,5 (52,0 à 56,9)	75,1 (73,2 à 77,1)
Quintile 3	59,7 (57,5 à 61,9)	77,6 (75,8 à 79,5)
Quintile 4	65,1 (63,1 à 67,2)	80,2 (78,5 à 82,0)
Quintile (supérieur)	72,9 (71,2 à 74,6)	82,3 (80,8 à 83,9)
Différence Q5-Q1	33,1 (30,2 à 36,1)	21,5 (18,7 à 24,2)

Source : Tableaux spéciaux tirés de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001[5].

Abréviations : IC, intervalle de confiance; Q, quintile.

[a] Nés à l'étranger, y compris les résidents non permanents.

de revenu. Cela n'a rien d'étonnant, mais il nous fallait des données sur le revenu personnel et le revenu familial pour le démontrer. Nous avons également constaté que les disparités dans la mortalité selon le revenu étaient beaucoup plus prononcées lorsque l'analyse se limitait aux non-immigrants. De plus, dans chacun des quintiles de revenu, les immigrants obtenaient des résultats plus favorables que les non-immigrants, mais l'avantage des immigrants était particulièrement marqué dans les quintiles de revenu inférieurs. On n'avait encore jamais démontré, au Canada, la plus grande disparité de mortalité selon le revenu chez les non-immigrants (par rapport aux immigrants), ni l'avantage supérieur des immigrants des groupes de revenu inférieurs en matière de survie.

Notre précédente étude, de faible étendue géographique, ne nous avait pas permis de détecter les écarts dans l'espérance de vie selon le quintile de revenu du quartier. Cela s'explique probablement par la confusion considérable causée par la présence d'un pourcentage beaucoup plus élevé que la moyenne d'immigrants, dont le taux de mortalité est faible (et notamment de nouveaux immigrants, dont le taux de mortalité est particulièrement faible) au sein de quartiers, par ailleurs à faible revenu, présentant un taux de mortalité élevé. Cela pourrait également s'expliquer par une classification non différentielle découlant de l'utilisation des moyennes de secteurs de recensement plutôt que du revenu personnel et du revenu familial.

En ce qui concerne l'espérance de vie restante et la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans, nos résultats viennent non seulement confirmer les études précédentes en faisant ressortir des disparités importantes selon le revenu, dans l'ensemble, mais ils révèlent également que le gradient de mortalité selon le revenu est beaucoup plus prononcé chez les non-immigrants que chez les immigrants.

L'effet de l'immigrant en bonne santé reflète vraisemblablement un degré élevé d'autosélection. Premièrement, les personnes en mauvaise santé sont moins susceptibles d'essayer d'immigrer. Deuxièmement, le processus d'immigration exige des immigrants qu'ils se soumettent à un examen médical pour pouvoir être admis au Canada et les immigrants sont choisis en fonction de leur richesse, de leur employabilité[19], de leur niveau de scolarité et de leurs aptitudes linguistiques[17]. Troisièmement, les comportements malsains tels que le tabagisme, la consommation excessive d'alcool et une mauvaise alimentation sont généralement moins fréquents chez les immigrants que chez les non-immigrants[9,18].

Des études ont révélé qu'en règle générale, les immigrants sont en meilleure santé que les non-immigrants. Ce phénomène a été observé pour toute une gamme de maladies chroniques, de même que pour les incapacités, la dépendance, l'espérance de vie et l'espérance de vie sans incapacité[17,24]. Bien que les immigrants soient habituellement en excellente santé à leur arrivée au Canada, leur état de santé tend, au fil du temps, à ressembler davantage à celui de la population née au Canada[7,25]. Des études ont notamment permis d'établir que les nouveaux immigrants présentent des taux de mortalité plus faibles que les immigrants de plus longue date[5]. L'écart plus important entre les immigrants et les non-immigrants que nous avons observé dans les quintiles de revenu inférieurs (par rapport aux quintiles supérieurs) semble être associé, du moins en partie, au pourcentage plus élevé de nouveaux immigrants dans les quintiles de revenu inférieurs. Les prochaines études de puissance suffisante devraient pouvoir tenir compte de ce facteur de confusion.

Limites

L'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001 a exclu les personnes non recensées lors du recensement de 1991 (environ 3,4 % de la population totale). Les personnes non recensées étaient plus susceptibles d'être jeunes, mobiles, à faible revenu,

d'ascendance autochtone[26] ou sans abri. De plus, les personnes résidant dans un établissement de soins de longue durée, une résidence pour personnes âgées ou une prison (qui n'ont pas été dénombrées par le questionnaire long) et les personnes n'ayant pas produit de déclaration de revenus pour les années d'imposition 1990 et 1991 (cette information étant nécessaire pour le couplage des données) ont été exclues de la cohorte. Par conséquent, l'espérance de vie restante de la cohorte, à l'échelle du Canada, atteignait une année de plus chez les hommes et deux années de plus chez les femmes que celle figurant dans les tables de survie de l'ensemble de la population canadienne[5].

L'information sur le revenu familial et sur le lieu de résidence n'était disponible qu'au début de l'étude. Puisqu'on peut s'attendre à ce que ces éléments changent au fil du temps, il aurait été préférable de connaître le revenu et le lieu de résidence pour chacune des années de suivi.

Comme cette analyse se limitait à la ville de Toronto et à la région de Peel, notre cohorte était trop petite pour nous permettre d'établir, au delà des caractéristiques de population, davantage de distinctions entre les nouveaux immigrants et les immigrants de longue date. De futures analyses sur l'ensemble de la cohorte devraient s'y consacrer, en plus d'examiner d'autres facteurs tels que le pays ou la région d'origine et l'appartenance à une minorité visible, afin de mieux expliquer les tendances selon le revenu observées dans ces données[27].

Conclusion

Nos résultats soulignent l'importance d'utiliser les données individuelles et familiales pour l'analyse des disparités en matière de santé selon le revenu au sein d'une population aussi diversifiée que celle de la plus grande région métropolitaine au Canada. Ils font également ressortir l'importance de prendre en compte le statut d'immigrant et le caractère récent de l'immigration afin d'expliquer la relation entre le revenu et deux indicateurs de la santé fondamentaux, soit l'espérance de vie restante à 25 ans et la probabilité de survie jusqu'à l'âge de 75 ans. Cet aspect est particulièrement important dans des endroits comme la ville de Toronto et la région de Peel, qui comptent une proportion très élevée d'immigrants, dont de nombreux nouveaux immigrants.

Bien que les registres de l'état civil (décès et naissances) recueillent des données sur le lieu de naissance du défunt ou de la mère, cette information est souvent écartée au moment de la compilation et de l'analyse des données. Dans d'autres ensembles de données administratives comme les registres du cancer et les données sur la morbidité hospitalière, aucune information sur le lieu de naissance n'est recueillie. La présente étude montre l'importance de recueillir et d'analyser ce type de données, non seulement pour mieux comprendre la relation entre l'immigration et la santé (ce qui demeure important), mais aussi pour préciser l'étendue et la nature des disparités en matière de santé, de façon plus générale, en fonction de la situation socioéconomique.

Des travaux ultérieurs pourraient envisager les moyens d'inclure la morbidité et la mortalité des pensionnaires d'établissements institutionnels (le segment de la population qui présente le plus d'incapacités) et des personnes de moins de 25 ans afin d'obtenir un portrait plus global de la morbidité et de la mortalité selon le statut socio-économique[3]. Par ailleurs, l'analyse des causes de décès dans chaque quintile nous permettrait d'en apprendre davantage sur les efforts de prévention qui pourraient contribuer à réduire les disparités en matière de santé liées aux conditions socioéconomiques.

Remerciements

Une partie importante du financement consacré à la réalisation de l'Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement de 1991 à 2001, sur laquelle se fondent nos travaux, a été fournie par l'Initiative sur la santé de la population canadienne de l'Institut canadien d'information sur la santé.

Nous tenons à remercier les registraires de l'état civil des provinces et des territoires du Canada pour les données sur la mortalité, Statistique Canada, qui a mené le recensement de 1991, ainsi que tous les Canadiens, dont les réponses fournies au questionnaire long du recensement ont constitué le fondement des présentes analyses.

Annexe

TABLEAU A
Espérance de vie restante à 25 ans selon le quintile de revenu du quartier, région de Peel, 2005

Quintile de revenu du quartier	Années de vie restantes	
	Hommes	Femmes
Quintile 1 (inférieur)	56,6	61,1
Quintile 2	57,3	60,6
Quintile 3	56,8	61,0
Quintile 4	57,3	59,9
Quintile 5 (supérieur)	57,0	59,4
Différence : Q5-Q1	+0,4	−1,7

Source : Stratton J, Mowat DL, Wong KP. Remaining life expectancy at age 25, by neighbourhood income quintile, Peel Region, 2005. Brampton, Ontario: Region of Peel Public Health, 2010. Tableaux spéciaux tirés de la Base de données sur la mortalité de l'Ontario (2005), du SIPSS (Système informatique de planification des services de santé), du ministère de la Promotion de la santé, et des profils de secteurs de recensement, 2006, Statistique Canada.

Remarque : Les quintiles de revenu du quartier reposent sur le pourcentage de personnes, par secteur de recensement, dont le revenu de la famille économique ou le revenu personnel était inférieur au seuil de faible revenu établi par Statistique Canada en fonction de la taille de la famille et de la taille de la collectivité.

Références

1. Wolfson MC, Kaplan G, Lynch J, Ross N, Backlund E. Relation between income inequality and mortality: empirical demonstration. West J Med. 2000;172(1):22-4.

2. Wilkins R, Berthelot JM, Ng E. Tendances de la mortalité selon le revenu du quartier dans les régions urbaines du Canada, 1971-1996. Rapports sur la santé. 2002;13(suppl.):1-29.

3. McIntosh CN, Finès P, Wilkins R, Wolfson MC. Disparités selon le revenu dans l'espérance de vie ajustée sur la santé chez les adultes au Canada, 1991 à 2001. Rapports sur la santé. 2009;20(4):59-70.

4. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Une comparaison de données socio-économiques individuelles et géographiques pour la surveillance des inégalités sociales de santé au Canada. Rapports sur la santé. 2009;20(4):1-11.

5. Wilkins R, Tjepkema M, Mustard C, Choinière R. Étude canadienne de suivi de la mortalité selon le recensement, 1991 à 2001. Rapports sur la santé. 2008;19(3):27-48.

6. Lynch J, Harper S, Kaplan GA, Davey Smith G. Associations between income inequality and mortality among US states: the importance of time period and source of income data. Am J Public Health. 2005;95(8):1424-30.

7. Kliewer EV, Ward RH. Convergence of immigrant suicide rates to those in the destination country. Am J Epidemiol. 1988;127(3):640-53.

8. Sharma RD, Michalowski M, Verma RB. Mortality differentials among immigrant populations in Canada. Int Migr. 1990;28(4):443-50.

9. Chen J, Wilkins R, Ng E. Espérance de santé selon le statut d'immigrant, 1986 et 1991. Rapports sur la santé. 1996;8(3):31-41.

10. DesMeules M, Gold J, McDermott S, Cao Z, Payne J, Lafrance B, et al. Disparities in mortality patterns among Canadian immigrants and refugees, 1980-1998: results of a national cohort study. J Immigr Health. 2005;7(4):221-32.

11. Trovato F, Odynak D. Sex differences in life expectancy in Canada: immigrant and native-born populations. J Biosoc Sci. 2011;43(3):353-67.

12. Saposnik G, Redelmeier DA, Lu H, Fuller-Thomson E, Lonn E, Ray JG. Myocardial infarction associated with recency of immigration to Ontario. QJM. 2010;103(4):253-8.

13. Pampalon R, Hamel D, Gamache P. Health inequalities, deprivation, immigration and aboriginality in Canada: a geographic perspective. Can J Public Health. 2010;101(6):470-4.

14. Ng E; Équipe de recherche de l'Initiative sur les données longitudinales administratives et sur la santé. Le point sur l'effet de l'immigrant en santé : mortalité selon la période d'immigration et le lieu de naissance. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada, septembre 2011. 16 p. (Série de documents de travail de la recherche sur la santé) (Statistique Canada, nº 82-622-X au catalogue - nº 008)

15. Ng E. Effet de l'immigrant en santé et taux de mortalité. Rapports sur la santé. 2011;22(4):1-6.

16. Chiang CL. The life table and its applications. Éd. originale. Malabar (FL): Robert E Krieger Publ Co; 1984.

17. Hyman I. Immigration and health: reviewing evidence of the healthy immigrant effect in Canada. CERIS Working Paper No. 55. Toronto (Ont.): Joint Centre of Excellence for Research on Immigration and Settlement; 2007.

18. Pérez CE. État de santé et comportement influant sur la santé des immigrants. Rapports sur la santé. 2002;13(suppl.):1-13.

19. Singh GK, Miller BA. Health, life expectancy, and mortality patterns among immigrant populations in the United States. Can J Public Health. 2004;95(3): 114-121.

20. DesMeules M, Gold J, Kazanjian A, Manuel D, Payne J, Vissandée B, McDermott S, Mao Y. New approaches to immigrant health assessment. Can J Public Health. 2004;95(3):22-6.

21. Singh GK, Siahpush M. All-cause and cause-specific mortality of immigrants and native born in the United States. Am J Public Health. 2001;91(3):392-9.

22. Singh GK, Hiatt RA. Trends and disparities in socioeconomic and behavioural characteristics, life expectancy, and cause-specific mortality of native-born and foreign-born populations in the United States, 1979-2003. Int J Epidemiol. 2006;35(4):903-19.

23. Hajat A, Blakely T, Dayal S, Jatrana S. Do New Zealand's immigrants have a mortality advantage? Evidence from the New Zealand Census Mortality Study. Ethn Health. 2010;15(5):531-47.

24. Singh GK, Siahpush M. Ethnic-immigrant differentials in health behaviors, morbidity, and cause-specific mortality in the United States: an analysis of two national data bases. Hum Biol. 2002;74(1):83-109.

25. Newbold KB. Self-rated health within the Canadian immigrant population: risk and the healthy immigrant effect. Soc Sci Med. 2005;60(6):1359-70.

26. Statistique Canada. Couverture. Rapports techniques du recensement de 1991, Série des produits de référence. Ottawa (Ont.) : ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie; 1994 (Statistique Canada, nº 92-341F au catalogue).

27. McDonald JT, Kennedy S. Insights into the 'healthy immigrant effect': health status and health service use of immigrants to Canada. Soc Sci Med. 2004;59(8):1613-27.

Prévalence de la conformité aux directives en matière d'activité physique pour la prévention du cancer en Alberta

F. E. Aparicio-Ting, Ph. D. (1,2); C. M. Friedenreich, Ph. D. (1,3,4); K. A. Kopciuk, Ph. D. (1,3,5); R. C. Plotnikoff, Ph. D. (6); H. E. Bryant, Ph. D. (4,7)

Cet article a fait l'objet d'une évaluation par les pairs.

Résumé

Introduction : Des directives portant sur les niveaux d'activité physique (AP) souhaitables ont été élaborées par la Société canadienne de physiologie de l'exercice (SCPE) et le Department of Health and Human Services des États-Unis (USDHHS) pour l'obtention de bienfaits pour la santé, et par l'American Cancer Society (ACS) et le World Cancer Research Fund/American Institute for Cancer Research (WCRF/AICR) pour l'obtention de bienfaits quant à la prévention du cancer.

Méthodologie : Nous avons évalué si ces directives étaient suivies au moyen d'un échantillon composé de 14 294 Albertains de 35 à 64 ans ayant participé au Tomorrow Project et recrutés entre 2001 et 2005. Nous avons eu recours à une analyse de régression logistique pour examiner les corrélats des comportements en matière d'AP de loisir.

Résultats : Selon les estimations, les participants se conformaient aux directives à hauteur de respectivement 55 % pour la SCPE, 42 % pour l'ACS, 26 % pour l'USDHHS et 23 % pour le WCRF/AICR. Les femmes étaient moins nombreuses que les hommes à se conformer aux directives de l'ACS (rapport des cotes [RC] = 0,72, intervalle de confiance [IC] à 95 % : 0,55 à 0,93), de l'USDHHS (RC = 0,67, IC à 95 % : 0,50 à 0,89) et du WCRF/AICR (RC = 0,63, IC à 95 % : 0,47 à 0,85), et l'obésité était corrélée à la non-conformité aux directives de l'USDHHS (RC = 0,45, IC à 95 % : 0,32 à 0,65) et du WCRF/AICR (RC = 0,79, IC à 95 % : 0,63 à 0,98).

Conclusion : Les Albertains, en particulier les femmes et les personnes obèses, ne sont pas assez actifs pour obtenir des bienfaits quant à la prévention du cancer.

Mots-clés : activité physique, prévention du cancer, santé de la population, mode de vie, comportements liés à la santé, directives

Introduction

Le cancer demeure la deuxième cause de mortalité et de morbidité au Canada, avec des estimations en 2011 de 177 800 cas incidents et de 75 000 décès[1]. Le fardeau économique total du cancer a été estimé à environ 9 % du coût total des maladies au Canada[2]. Bien que les traitements et la prévention précoce se soient améliorés au cours des dernières décennies, la prévention du cancer par la modification des facteurs de risque liés à l'environnement et au mode de vie demeure la stratégie à long terme la plus viable pour réduire substantiellement le fardeau du cancer au Canada[3]. Plusieurs facteurs de risque modifiables liés au mode de vie ont été abondamment étudiés, notamment le tabagisme, la consommation d'alcool, l'alimentation, l'exposition au soleil et, plus récemment, l'activité physique (AP)[4,5].

Les données montrant que l'AP est un important facteur de risque modifiable lié au mode de vie susceptible de réduire le risque de plusieurs cancers continuent de s'accumuler. Le risque de cancer du côlon, du sein et de l'endomètre est réduit de 25 % à 30 % chez les personnes physiquement actives, et des données récentes amènent à penser que l'AP pourrait réduire le risque de cancer de la prostate, de l'ovaire, du poumon et des cancers gastro-intestinaux[6-9]. Les données selon lesquelles l'AP pourrait agir sur l'étiologie du cancer sont maintenant considérées comme assez fortes, constantes et biologiquement plausibles. Plusieurs mécanismes biologiques ont été proposés pour expliquer comment l'AP réduit le risque de cancer, notamment par ses effets sur les concentrations endogènes d'hormones sexuelles et d'hormones métaboliques, sur les facteurs de croissance, sur l'inflammation et sur la résistance à l'insuline, facteurs qui influent tous sur la carcinogenèse[10-12]. De plus, l'AP pourrait réduire le risque de cancer en diminuant

Rattachement des auteurs :

1. Department of Population Health Research, Alberta Health Services-Cancer Care, Calgary, (Alberta)
2. Community Health Sciences, Faculty of Medicine, University of Calgary, Calgary (Alberta), Canada
3. Department of Oncology, Faculty of Medicine, University of Calgary, Calgary (Alberta), Canada
4. Department of Community Health Sciences, Faculty of Medicine, University of Calgary, Calgary (Alberta), Canada
5. Department of Mathematics and Statistics, Faculty of Science, University of Calgary, Calgary (Alberta), Canada
6. School of Education, University of Newcastle, New South Wales, Australie
7. Partenariat canadien contre le cancer, Toronto (Ontario), Canada

Correspondance : Fabiola Aparicio-Ting, Community Health Sciences, Faculty of Medicine, University of Calgary, 3rd Floor, TRW Building, 3280 Hospital Drive N.W., Calgary (Alberta) T2N 4Z6; tél. : 403-220-8124; téléc. : 403-270-7307; courriel : feaparic@ucalgary.ca

l'obésité et l'adiposité centrale, deux facteurs de risque connus de cancer du côlon, de l'endomètre, du rein et de l'œsophage ainsi que de cancer du sein chez les femmes ménopausées[12-14]. L'excès de poids et l'obésité provoquent un déséquilibre des hormones sexuelles et des hormones métaboliques dans le corps et influent sur la disponibilité d'un certain nombre de facteurs de croissance intervenant dans la résistance à l'insuline et dans les voies de l'inflammation qui initient et promeuvent la carcinogenèse[14]. Par conséquent, l'AP peut aussi être utilisée pour la prise en charge du poids dans l'optique de réduire le risque de cancer[12-14].

Ces données d'envergure selon lesquelles l'AP joue un rôle important dans la prévention du cancer et d'autres maladies chroniques ont amené un certain nombre d'organismes à formuler des recommandations ou des directives en matière d'AP. Le but de ces directives est d'encourager les populations inactives à pratiquer des activités physiques et de définir des objectifs qui pourront servir de cibles personnelles et permettre de mesurer les progrès[15]. Au Canada, la Société canadienne de physiologie de l'exercice (SCPE) a élaboré des directives à l'intention des adultes, des personnes âgées et des enfants[16]. Les directives de 2003 de la SCPE recommandent aux adultes de faire au moins 150 minutes d'AP aérobie d'intensité modérée à élevée chaque semaine. Ces directives précisent aussi que s'adonner à plus d'AP offre davantage de bienfaits pour la santé[16]. Une activité d'intensité modérée est définie comme une activité aérobie qui n'est pas épuisante et qui provoque une légère transpiration (p. ex. la marche rapide), alors que, dans une activité d'intensité élevée, la personne transpire et est essoufflée, et son rythme cardiaque est rapide (p. ex. jogging, danse aérobique)[17,18]. La SCPE recommande aussi aux adultes d'intégrer des activités de renforcement de leurs muscles et de leurs os au moins deux jours par semaine; notre étude vise toutefois uniquement les niveaux d'activité aérobie.

L'American Cancer Society (ACS)[19], le Department of Health and Human Services des États-Unis (USDHHS) en collaboration avec le Department of Agriculture des États-Unis[20], et le World Cancer Research Fund en collaboration avec l'American Institute for Cancer Research (WCRF/AICR)[21] recommandent aussi au moins 150 minutes d'AP d'intensité modérée à élevée par semaine pour obtenir des bienfaits pour la santé générale. Ils recommandent en outre davantage d'AP pour prévenir d'autres maladies chroniques. Après un bilan des recherches actuelles, l'ACS a choisi de recommander au moins 45 minutes d'AP d'intensité modérée, mais de préférence élevée, au moins cinq jours par semaine, pour réduire le risque de cancer. L'USDHHS recommande aux adultes au moins 30 minutes d'AP d'intensité modérée la plupart des jours de la semaine pour réduire leur risque de maladies chroniques. Cependant, il recommande aussi aux adultes de pratiquer une activité d'intensité modérée à élevée pendant 60 minutes la plupart des jours de la semaine pour mieux prendre en charge leur poids et prévenir la prise de poids, et 60 à 90 minutes d'activité d'intensité modérée à élevée chaque jour pour ne pas reprendre le poids perdu et pour réduire ainsi le risque de maladies chroniques, dont le cancer, associées à l'excès de poids et à l'obésité[20]. Très récemment, le WCRF/AICR a procédé à un bilan exhaustif des données existantes et recommande maintenant aux adultes au moins 60 minutes d'activité modérée ou 30 minutes ou plus d'activité d'intensité élevée chaque jour pour réduire leur risque de cancer[21].

Nous nous sommes servis des données du Tomorrow Project[22], étude de cohorte menée en Alberta, pour estimer le pourcentage d'Albertains qui se conformaient aux directives en matière d'AP pour la prévention du cancer. Vu le très petit nombre d'études menées pour évaluer le niveau d'AP nécessaire pour prévenir le cancer, nous avons aussi exploré les associations possibles entre les caractéristiques personnelles et démographiques et la conformité aux directives en matière d'AP pour la prévention du cancer.

Méthodologie

Échantillon

Le Population Research Laboratory de l'Université de l'Alberta a recruté les participants au Tomorrow Project dans toutes les régions géographiques de l'Alberta au moyen de la méthode de composition aléatoire[23]. Cette méthode a été choisie pour l'échantillonnage aléatoire de la population parce que 97 % des ménages de l'Alberta possédaient au moins une ligne téléphonique en 2000[24]. Les participants ont été recrutés dans plus de 400 villes et villages et dans toutes les régions rurales de la province afin de constituer un échantillon géographiquement représentatif[22].

Au total, 29 270 Albertains de 35 à 65 ans ont été recrutés dans le Tomorrow Project entre 2001 et 2005, soit 49 % des 59 735 personnes admissibles qui ont répondu positivement à l'appel téléphonique; le nombre de personnes admissibles n'ayant pas répondu aux appels téléphoniques est inconnu, de sorte qu'il est impossible de calculer le taux de réponse. Des données complètes sur les facteurs de risque liés au mode de vie étaient disponibles pour 16 040 des 29 270 personnes recrutées. Au total, 1 746 participants ont été exclus de cette étude parce qu'ils répondaient à l'un des critère d'exclusion suivants : transgenre (n = 2), plus de 65 ans (n = 1 328), grossesse en cours (n = 55), diagnostic antérieur de cancer (n = 188), non résident de l'Alberta (n = 75) et poids insuffisant (n = 98). Les données sur les 14 294 participants au Tomorrow Project restants ont été utilisées pour l'analyse. Nous pouvons en conclure que le taux de réponse ne peut pas dépasser 25 % (14 294/[59 735-1 746]).

L'étude a été approuvée par le comité d'éthique de l'Université de Calgary et celui de l'ancien Alberta Cancer Board, maintenant intégré à l'Alberta Health Services-Alberta Cancer Research Ethics Committee.

Collecte des données

Les Albertains qui ont accepté de participer au Tomorrow Project ont rempli les questionnaires qu'ils ont reçus par la poste au sujet de leurs facteurs de risque liés au mode de vie et de leurs expositions. Pour cette étude, les données recueillies au moyen du *Past Year Total Physical Activity Questionnaire* (PYTPAQ) [questionnaire sur l'activité physique totale de l'année précédente] et du *Health and Lifestyle Questionnaire* (HLQ)

[questionnaire sur la santé et le mode de vie] ont été analysées. Le PYTPAQ est un questionnaire auto-administré valide et fiable qui sert à recueillir des données sur la fréquence, la durée et l'intensité de l'activité physique domestique, de travail, de transport actif et de loisir au cours des douze mois précédents[25]. Le PYTPAQ a été corrélé à des registres d'activités sur sept jours (corrélation de Spearman [ρ] = 0,41) et à des mesures d'accélérométrie de sept jours (ρ = 0,26). Le HLQ a été conçu à partir de questionnaires préexistants, notamment ceux utilisés dans l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), cycle 1.1[26], le *Prostate, Lung, Colorectal and Ovarian Cancer Screening Trial*[27] [essai sur le dépistage du cancer de la prostate, du poumon, colorectal et de l'ovaire] et l'Étude prospective européenne sur la nutrition et le cancer (EPIC)[28] pour évaluer les antécédents médicaux, les antécédents familiaux, les pratiques en matière de dépistage du cancer, le tabagisme, le stress, le soutien social et les caractéristiques personnelles.

Le paramètre pertinent pour cette étude était une activité physique de loisir suffisante pour être conforme aux recommandations en matière d'AP de la SCPE, de l'ACS, de l'USDHHS et du WCRF/AICR. Bien que l'activité de travail, domestique et de transport puisse aussi contribuer à la santé générale, l'activité de loisir est le type d'activité le plus modifiable et il constitue la principale cible des programmes visant à promouvoir la santé publique par l'AP[15,19,29]. Quatre variables de résultat ont été définies à partir des données recueillies à l'aide du PYTPAQ. Des valeurs en équivalents métaboliques (MET), rapport entre la dépense énergétique pendant une activité et la dépense énergétique du métabolisme au repos[18], ont été attribuées à chaque activité signalée (de loisir, domestique, de travail et de transport actif) à l'aide du *Compendium of Physical Activities*[29]. Les valeurs déclarées en ce qui concerne la fréquence et la durée de chaque activité distincte d'une intensité de 3 MET ou plus (considérée comme d'intensité modérée) ont été multipliées pour obtenir une estimation globale des heures hebdomadaires d'AP d'intensité modérée ou élevée. Les variables de résultat ont été définies comme suit :

- satisfaire aux directives de la SCPE d'au moins 2,5 heures par semaine d'activité d'intensité modérée à élevée;
- satisfaire aux directives de l'ACS d'au moins 3,75 heures/semaine d'activité d'intensité modérée à élevée;
- satisfaire aux directives du WCRF/AICR d'au moins 7 heures/semaine d'activité d'intensité modérée ou 3,5 heures/semaine d'activité d'intensité élevée;
- satisfaire aux directives de l'USDHHS d'au moins 5 heures/semaine d'activité d'intensité modérée à élevée pour prévenir la prise de poids.

Les variables explicatives pertinentes obtenues grâce au HLQ comprenaient l'âge, le sexe, le revenu annuel du ménage, le niveau de scolarité, l'état matrimonial, l'emploi, les maladies chroniques préexistantes (hypertension, hypercholestérolémie et diabète), l'état de santé auto-évalué, le tabagisme, le soutien social (déterminé à l'aide du questionnaire *Social Support Survey* de la Medical Outcomes Study)[30] et la résidence en milieu urbain ou rural (d'après le code postal).

Analyse statistique

Une analyse univariée a permis d'obtenir une description globale de l'échantillon et d'estimer le pourcentage de sujets qui satisfaisaient à chacune des directives en matière d'AP. Nous avons eu recours au test de Cochran-Armitage pour évaluer les tendances dans les proportions qui satisfaisaient à chacune des directives.

Les caractéristiques de l'échantillon d'étude et de la population albertaine, définies à l'aide des données du recensement canadien de 2001[31], ont été comparées pour évaluer la représentativité de l'échantillon. La prévalence du tabagisme et le statut pondéral ont été obtenus au moyen de l'ESCC 2.1. Le taux de réponse à l'ESCC 2.1 était d'environ 83 % en Alberta en 2003 et reflétait les estimations de santé de la population[32]. Un fichier de conversion des codes postaux de Statistique Canada a été utilisé pour coder les participants selon leur région sanitaire. Les poids de l'échantillon ont été estimés au moyen des poids de répartition des groupes d'âge et des sexes selon la région sanitaire de résidence ainsi que selon le niveau de scolarité et le revenu annuel du ménage en fonction des données du recensement canadien de 2001. La proportion de l'échantillon qui se conformait à chacune des directives a ensuite été pondérée de façon à obtenir des estimations du pourcentage d'Albertains qui satisfaisaient à chacune des directives.

Une analyse de régression logistique a été effectuée pour explorer les corrélats possibles de conformité entre chacune des directives. Avant la modélisation, nous avons évalué si les données souffraient d'un problème de multicolinéarité[33]. Le choix des variables s'est fait par élimination arrière hiérarchique[34], en commençant par toutes les variables explicatives disponibles et tous les modèles ajustés selon l'âge, le sexe et l'indice de masse corporelle (IMC). Une procédure de validation croisée à dix sous-ensembles a été utilisée pour éviter le surajustement[35]. Pour chacune des directives, les données ont été divisées en dix sous-ensembles choisis au hasard et la sélection des variables s'est faite à l'aide de chacun des neuf sous-ensembles de l'essai. Le modèle obtenu a été appliqué à un sous-ensemble de test, et cette procédure a été répétée dix fois, jusqu'à ce que chaque sous-ensemble ait été utilisé comme sous-ensemble de test[35]. Les variables choisies dans au moins trois des dix sous-ensembles à un niveau de signification de $p = 0,05$ ont été incluses dans les modèles finaux. La moyenne des coefficients estimés et celle de leurs erreurs-types ont été calculées pour chaque sous-ensemble et ont servi à calculer les rapports de cotes (RC) et les intervalles de confiance (IC) à 95 %. Les modèles finaux ont été ajustés à tout l'échantillon et ont fait l'objet de diverses évaluations : qualité de l'ajustement (au moyen du test d'Hosmer-Lemeshow), valeur prédictive (au moyen de la fonction d'efficacité du récepteur [ou courbe ROC]) et pertinence de la fonction lien logit[36]. Toutes les analyses statistiques ont été réalisées au moyen du logiciel STATA version 10 (StataCorp LP)[37].

Résultats

Caractéristiques de l'échantillon d'étude

L'échantillon était composé majoritairement de femmes (60 %) et la moyenne d'âge était de 49 ans (tableau 1). Les participants avaient pour la plupart un statut socio-économique élevé, le tiers ayant fréquenté une université ou poursuivi des études supérieures (33 %) et ayant un revenu annuel pour leur ménage de 80 000 $ ou plus (37 %). La majorité d'entre eux étaient mariés ou vivaient avec un conjoint de fait (77 %), travaillaient (77,5 %) et vivaient en milieu urbain (80 %). La majeure partie des participants jugeaient leur santé très bonne ou excellente (61 %), mais un fort pourcentage d'entre eux avaient un excès de poids ou étaient obèses (25 %) (tableau 1). Comparativement à la population de l'Alberta, les participants comptaient un plus grand pourcentage de femmes, étaient plus âgés, mieux éduqués et mieux nantis (tableau 2). Les participants étaient aussi plus nombreux à avoir un excès de poids ou à être obèses et moins nombreux à fumer que la population de l'Alberta (tableau 2). Globalement, l'échantillon était représentatif des neuf anciennes régions sanitaires de l'Alberta.

Conformité aux directives en matière d'activité physique

Les sujets qui se conformaient aux directives de la SCPE et de l'ACS (respectivement 63 % et 48 %) avaient des activités de loisir plutôt que des activités domestiques, de travail ou de transport actif (tableau 3). En revanche, davantage de participants se conformaient aux directives de l'USDHHS et du WCRF/AICR grâce à leur activité de travail. Quel que soit le type d'activité, les participants répondaient dans une plus grande proportion aux directives de la SCPE (93 %) et dans une plus faible proportion à celles de l'USDHHS et du WCRF/AICR (respectivement 78 % et 72 %) (tableau 3).

Prévalence de la conformité aux directives en matière d'activité physique en Alberta

Après pondération selon l'âge, le sexe et la région sanitaire de résidence, puis selon le niveau de scolarité et le revenu du ménage, nous avons estimé que 55 % de

TABLEAU 1
Caractéristiques de l'échantillon d'étude, Alberta, 2005

Variable	Échantillon entier n = 14 294 %	Hommes n = 5729 %	Femmes n = 8565 %
Âge moyen (É-T), années (n = 13 970)	**48,7 (7,9)**	**48,6 (7,9)**	**48,7 (8,0)**
IMC, % (n =13 970)			
18,5–24,9 kg/m²	35,4	24,6	42,7
25,0–29,9 kg/m²	39,4	49,3	32,7
30,0–39,9 kg/m²	22,5	24,7	21,0
40 kg/m² ou plus	2,7	1,5	3,5
État matrimonial, % (n = 14 216)			
Marié(e) / conjoint(e) de fait	76,9	81,9	75,4
Divorcé(e), séparé(e) ou veuf(ve)	15,2	10,7	18,5
Célibataire	6,5	7,3	6,1
Niveau de scolarité, % (n = 14 005)			
Études secondaires	8,6	8,9	8,4
Diplôme d'études secondaires	18,6	15,0	21,0
Formation technique / collégiale	39,9	40,7	39,3
Études universitaires / diplôme d'études universitaires	22,9	22,7	22,9
3e cycle universitaire	10,1	12,6	8,4
Emploi, % (n = 14 051)			
Emploi à temps plein	60,7	80,6	47,4
Emploi à temps partiel	16,8	5,6	24,2
Sans emploi	13,5	5,0	19,1
Retraité(e)	8,0	7,2	8,5
Travailleur(se) autonome	1,0	1,4	0,8
Revenu annuel du ménage, % (n = 14 022)			
Inférieur à 20 000 $	6,0	3,6	7,5
20 000–39 999 $	16,6	12,1	19,6
40 000–59 999 $	20,0	19,3	20,4
60 000–79 999 $	20,1	21,6	19,1
80 000–99 999 $	14,5	16,0	13,4
100 000 $ ou plus	22,9	27,3	19,9
Lieu de résidence, % (n = 14 294)			
Milieu rural	19,6	19,9	20,0
Milieu urbain	80,4	80,1	80,0
État de santé auto-évalué, % (n = 14 036)			
Excellent	17,3	15,8	18,3
Très bon	43,4	43,2	43,6
Bon	33,4	35,3	32,1
Passable	5,3	5,2	5,3
Mauvais	0,6	0,4	0,7
Tabagisme, % (n = 14 151)			
Non-fumeur(se)	80,5	79,8	80,9
Fumeur(se) occasionnel(le)	3,5	3,8	3,2
Fumeur(se) quotidien(ne)	16,0	16,4	15,8
Hypertension, % (n = 14 031)			
Oui	19,5	21,7	18,0
Hypercholestérolémie, % (n = 14 022)			
Oui	24,8	29,8	21,4
Diabète, % (n = 14 237)			
Oui	3,8	4,5	3,3

Abréviations : É-T, écart-type; IMC, indice de masse corporelle.

TABLEAU 2
Comparaison des caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon d'étude (2005) et de la population albertaine (données du recensement canadien de 2001)

Caractéristiques sociodémographiques	Échantillon d'étude (%)	Alberta (%)[a]
Groupe d'âge, années		
35–39	16,6	21,4
40–44	20,6	22,5
45–49	20,3	19,7
50–54	17,7	16,0
55–59	14,3	11,5
60–64	10,4	9,0
Sexe		
Masculin	40,1	50,3
Féminin	59,9	49,7
IMC[b]		
18,5–24,9 kg/m²	35,4	43,5
25,0–29,9 kg/m²	39,4	38,1
30 kg/m² ou plus	25,2	18,4
Tabagisme[b]		
Fumeur(se) quotidien(ne)	16,0	24,5
Niveau de scolarité		
Études secondaires	8,6	22,3
Diplôme d'études secondaires	18,6	16,0
Formation technique / collégiale	39,9	29,1
Études universitaires / diplôme d'études universitaires	22,9	27,4
3e cycle universitaire	10,1	5,1
Revenu annuel du ménage		
< 20 000 $	5,8	32,6
20 000–39 999 $	16,2	29,3
40 000–59 999 $	19,5	19,3
60 000–74 999 $	19,7	8,2
≥ 75 000 $	36,6	10,5

[a] Données du recensement canadien de 2001[11].

[b] Données de l'Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes, Cycle 2.1 (2003)[12].

la population totale de l'Alberta était assez active pour satisfaire aux directives de la SCPE pour le maintien d'une bonne santé générale. Toutefois, la proportion estimée d'Albertains qui se conformaient aux directives plus rigoureuses de l'ACS, de l'USDHHS et du WCRF/AICR était faible : respectivement 42 %, 26 % et 23 % (figure 1).

Corrélats de la conformité aux directives en matière d'activité physique grâce à une activité de loisir

Dans l'ensemble, l'état matrimonial, l'emploi, le revenu annuel du ménage et l'état de santé auto-évalué étaient corrélés à la conformité à toutes les directives en matière d'AP par activité de loisir (tableau 4). Un plus grand pourcentage de personnes divorcées, séparées ou veuves que de personnes mariées ou célibataires se conformaient aux directives de la SCPE (RC = 1,54; IC à 95 % : 1,06 à 2,26), de l'ACS (RC = 1,63; IC à 95 % : 1,12 à 2,35), de l'USDHHS (RC = 1,62; IC à 95 % : 1,08 à 2,43) et du WCRF/AICR (RC = 1,51; IC à 95 % : 1,09 à 2,10). Les participants à la retraite respectaient aussi plus fréquemment toutes les directives que ceux qui travaillaient ou étaient sans emploi. La puissance de l'association augmentait avec les exigences accrues des directives : presque trois fois plus de retraités se conformaient aux directives du WCRF/AICR (RC = 2,76;

TABLEAU 3
Part de la population à l'étude se conformant aux directives en matière d'activité physique par organisme et par type d'activité physique, Alberta, 2001-2005

	Directives								
	SCPE[a]		ACS[b]		USDHHS[c]		WCRF/AICR[d]		Tendance valeur *p*[e]
	n	%	n	%	n	%	n	%	
Type d'activité[f]									
De loisir	8773	62,6	6734	48,1	4115	29,5	3377	24,1	< 0,0001
Domestique	7711	55,1	6034	43,1	4156	29,8	3689	26,3	< 0,0001
De travail	5680	40,6	5387	38,5	4930	35,3	4841	34,6	< 0,0001
De transport actif	470	3,4	162	1,2	50	0,4	72	0,5	< 0,0001
Activité physique totale[f]	12 965	92,6	12 322	88,0	10 912	78,1	10 132	72,4	< 0,0001

Abréviations : ACS, American Cancer Society; AICR, American Institute for Cancer Research; AP, activité physique; SCPE, Société canadienne de physiologie de l'exercice; USDHHS, Department of Health and Human Services des États Unis; WCRF, World Cancer Research Fund.

[a] Au moins 2,5 heures/semaine d'AP d'intensité modérée à élevée.

[b] Au moins 3,75 heures/semaine d'AP d'intensité modérée à élevée.

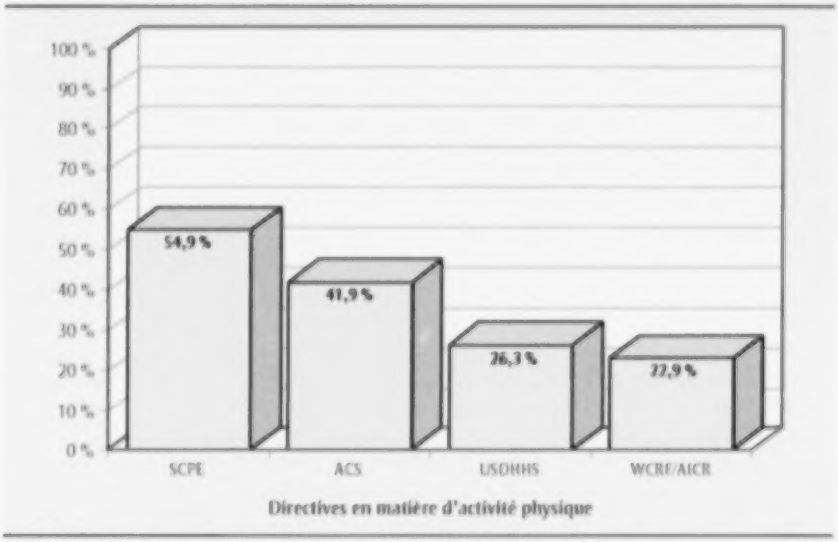
[c] Au moins 5 heures/semaine d'AP d'intensité modérée à élevée pour prévenir la prise de poids.

[d] Au moins 7 heures/semaine d'AP d'intensité modérée ou 3,5 heures/semaine d'AP d'intensité élevée.

[e] Évaluation des tendances au moyen du test de Cochran Armitage.

[f] Activité d'intensité modérée et élevée.

FIGURE 1
Pourcentage estimé de la population albertaine se conformant aux directives en matière d'activité physique grâce à une activité de loisir, 2001-2005



Abréviations : ACS, American Cancer Society; AICR, American Institute for Cancer Research; SCPE, Société canadienne de physiologie de l'exercice; USDHHS, Department of Health and Human Services des États-Unis; WCRF, World Cancer Research Fund.

Remarque : le pourcentage est pondéré selon la région sanitaire de résidence, l'âge et le sexe, de même que selon le revenu du ménage et le niveau de scolarité (données du recensement de 2001).

IC à 95 % : 1,57 à 4,87), comparativement à plus de deux fois plus en ce qui concerne les directives de la SCPE (RC = 2,30; IC à 95 % : 1,32 à 4,01). En revanche, la puissance de l'association entre un revenu annuel de ménage de 100 000 $ ou plus et la conformité aux directives de la SCPE (RC = 2,51; IC à 95 % : 1,36 à 4,63) était plus forte qu'elle ne l'était avec les directives du WCRF/AICR (RC = 1,56; IC à 95 % : 1,06 à 3,27). Un nombre significativement plus faible de participants ayant classé leur état de santé comme bon ou inférieur à bon satisfaisaient aux directives de la SCPE (RC = 0,54, IC à 95 % : 0,37 à 0,80), alors qu'un nombre significativement plus faible de participants ayant jugé leur état de santé inférieur à excellent respectaient les directives de l'ACS (RC = 0,72; IC à 95 % : 0,52 à 0,99), de l'USDHHS (RC = 0,72; IC à 95 % : 0,53 à 0,97) et du WCRF/AICR (RC = 0,67; IC à 95 % : 0,47 à 0,95) (tableau 4).

Le sexe et l'IMC étaient les seules caractéristiques significativement associées à une activité suffisante pour satisfaire aux directives pour la prévention du cancer (tableau 4). Moins de femmes que d'hommes se conformaient aux directives de l'ACS (RC = 0,72; IC à 95 % : 0,55 à 0,93), de l'USDHHS (RC = 0,67; IC à 95 % : 0,50 à 0,89) ou du WCRF/AICR (RC = 0,63; IC à 95 % : 0,47 à 0,85), mais la conformité aux directives de la SCPE pour le maintien d'une bonne santé générale ne différait pas selon le sexe. L'excès de poids n'était négativement associé qu'avec la conformité aux directives de l'USDHHS (RC = 0,52; IC à 95 % : 0,39 à 0,70), alors que l'obésité était associée à la conformité à la fois aux directives de l'USDHHS (RC = 0,45; IC à 95 % : 0,32 à 0,65) et à celles du WCRF/IARC (RC = 0,79; IC à 95 % : 0,63 à 0,98).

Analyse

Nos résultats laissent penser que peu d'Albertains font assez d'activité physique de loisir pour réduire leur risque de cancer, probablement du fait des plus hauts niveaux d'activité nécessaires pour se conformer aux directives de l'ACS ou du WCRF/AICR comparativement aux directives de la SCPE pour le maintien d'une bonne santé générale. Les directives du WCRF/AICR exigeant presque trois fois plus de temps que celles de la SCPE, les participants doivent consacrer plus de temps à l'activité physique pour réduire leur risque de cancer. Les personnes retraitées, qui disposent de plus de temps de loisir, étaient de fait plus nombreuses à s'adonner à une activité physique au niveau recommandé pour la prévention du cancer.

Ces résultats sont conformes au modèle des croyances relatives à la santé (*Health Belief Model*), selon lequel lorsque les obstacles perçus à un comportement s'accroissent, la probabilité d'adoption de ce comportement diminue[38]. Il est probable qu'un niveau d'activité physique de loisir suffisant pour réduire le risque de cancer se heurte à de plus grands obstacles temporels ou à un manque de disponibilité à cause d'autres engagements et exige une plus grande motivation que le niveau d'activité moindre nécessaire pour obtenir des bienfaits pour la santé générale. De plus, les directives de la SCPE sont régulièrement communiquées aux Canadiens depuis 1998[15]. Les Canadiens qui souhaitent être actifs s'efforcent sans doute de se conformer à ces directives pour le maintien d'une bonne santé générale sans savoir qu'une plus grande activité est nécessaire pour réduire le risque de cancer. Les avantages perçus, autre composante du modèle des croyances relatives à la santé, sont également importants pour encourager un comportement[38] : si les directives en matière d'AP pour prévenir le cancer étaient mieux connues, les individus seraient sans doute encouragés à s'en servir comme référence en matière d'AP.

Dans notre étude, moins de femmes que d'hommes pratiquaient des activités physiques de loisir aux niveaux recommandés pour réduire le risque de cancer, et ce résultat était comparable aux résultats d'autres rapports[39-41], même une fois pris en compte d'autres facteurs sociodémographiques. Un certain nombre de facteurs contextuels culturels et sociaux, comme les rôles sexuels, entraînent des différences de comportement en matière d'AP entre les hommes et les femmes[40-41]. Les facteurs de motivation sont également différents : les femmes indiquent plus souvent que leur image corporelle, leur apparence et les inquiétudes concernant leur santé sont

TABLEAU 4
Rapports de cotes estimés de la conformité aux directives en matière d'activité physique grâce à une activité de loisir, Alberta, 2001-2005

Variable	Directives			
	SCPE[a]	ACS[b]	USDHHS[c]	WCRF/AICR[d]
	RC[e] (IC à 95 %)	RC[e] (IC à 95 %)	RC[e] (IC à 95 %)	RC[e] (IC à 95 %)
Âge, années				
35–39	1,00	1,00	1,00	1,00
40–44	1,02 (0,69 à 1,51)	0,99 (0,68 à 1,44)	0,94 (0,63 à 1,41)	0,91 (0,60 à 1,39)
45–49	0,98 (0,66 à 1,44)	0,98 (0,68 à 1,43)	0,91 (0,61 à 1,37)	0,87 (0,57 à 1,34)
50–54	0,81 (0,54 à 1,22)	0,86 (0,58 à 1,27)	0,86 (0,56 à 1,32)	0,82 (0,53 à 1,29)
55–59	0,80 (0,52 à 1,25)	0,80 (0,52 à 1,24)	0,74 (0,46 à 1,21)	0,75 (0,45 à 1,24)
60–65	0,75 (0,44 à 1,28)	0,72 (0,42 à 1,22)	0,72 (0,40 à 1,29)	0,67 (0,36 à 1,24)
Sexe				
Masculin	1,00	1,00	1,00	1,00
Féminin	0,85 (0,65 à 1,11)	**0,72 (0,55 à 0,93)**	**0,67 (0,50 à 0,89)**	**0,63 (0,47 à 0,85)**
IMC, kg/m²				
18,5–24,9	1,00	1,00	1,00	1,00
25,0–29,9	0,96 (0,72 à 1,28)	0,94 (0,71 à 1,23)	**0,52 (0,39 à 0,70)**	0,96 (0,71 à 1,31)
30,0 ou plus	0,82 (0,60 à 1,14)	0,83 (0,60 à 1,13)	**0,45 (0,32 à 0,65)**	**0,79 (0,63 à 0,98)**
État matrimonial				
Marié(e) / conjoint(e) de fait	1,00	1,00	1,00	1,00
Divorcé(e), séparé(e) ou veuf(ve)	**1,54 (1,06 à 2,26)**	**1,63 (1,12 à 2,35)**	**1,62 (1,08 à 2,43)**	**1,51 (1,09 à 2,10)**
Célibataire	1,41 (0,84 à 2,36)	1,50 (0,90 à 2,49)	1,52 (0,87 à 2,66)	1,52 (0,85 à 2,71)
Niveau de scolarité				
Études secondaires	1,00	1,00	1,00	1,00
Diplôme d'études secondaires	1,20 (0,73 à1,95)	1,06 (0,64 à1,74)	0,91 (0,52 à 1,61)	1,00 (0,55 à 1,81)
Formation technique / collégiale	1,28 (0,81 à 2,02)	1,10 (0,69 à1,75)	0,90 (0,53 à 1,53)	0,93 (0,54 à 1,61)
Études universitaires / diplôme d'études universitaires	1,40 (0,85 à 2,30)	1,22 (0,74 à 2,01)	1,03 (0,59 à 1,81)	1,12 (0,62 à 2,01)
3e cycle universitaire	1,40 (0,78 à 2,53)	1,08 (0,61 à1,92)	0,91 (0,48 à 1,71)	0,97 (0,50 à 1,87)
Emploi				
Emploi à temps plein	1,00	1,00	1,00	1,00
Emploi à temps partiel	1,19 (0,84 à 1,69)	1,27 (0,90 à 1,78)	1,19 (0,81 à 1,73)	1,11 (0,74 à 1,67)
Sans emploi	1,19 (0,81 à 1,75)	1,27 (0,87 à 1,86)	1,40 (0,92 à 2,13)	1,41 (0,91 à 2,18)
Retraité(e)	**2,30 (1,32 à 4,01)**	**2,65 (1,56 à 4,48)**	**3,04 (1,74 à 5,31)**	**2,76 (1,57 à 4,87)**
Travailleur(se) autonome	0,74 (0,21 à 2,62)	0,76 (0,21 à 2,77)	0,97 (0,22 à 4,19)	1,20 (0,29 à 4,99)
Revenu annuel du ménage				
Inférieur à 20 000 $	1,00	1,00	1,00	1,00
20 000–39 999 $	1,16 (0,66 à 2,04)	1,14 (0,64 à 2,04)	1,06 (0,55 à 2,06)	0,99 (0,49 à 1,98)
40 000–59 999 $	1,26 (0,71 à 2,22)	1,27 (0,71 à 2,26)	1,16 (0,60 à 2,25)	1,03 (0,51 à 2,06)
60 000–79 999 $	1,62 (0,90 à 2,90)	1,52 (0,84 à 2,75)	1,39 (0,71 à 2,74)	1,20 (0,59 à 2,43)
80 000–99 999 $	1,80 (0,97 à 3,34)	**1,79 (1,17 à 2,75)**	1,58 (0,78 à 3,20)	1,30 (0,62 à 2,73)
100 000 $ ou plus	**2,51 (1,36 à 4,63)**	**2,43 (1,32 à 4,48)**	**2,05 (1,03 à 4,08)**	**1,56 (1,06 à 3,27)**
État de santé auto-évalué				
Excellent	1,00	1,00	1,00	1,00
Très bon	0,75 (0,52 à 1,08)	**0,72 (0,52 à 0,99)**	**0,72 (0,53 à 0,97)**	**0,67 (0,47 à 0,95)**
Bon	0,54 (0,37 à 0,80)	**0,52 (0,36 à 0,74)**	**0,50 (0,34 à 0,73)**	**0,47 (0,32 à 0,71)**
Passable ou mauvais	**0,38 (0,21 à 0,71)**	**0,36 (0,19 à 0,67)**	**0,37 (0,17 à 0,78)**	**0,40 (0,19 à 0,85)**
Tabagisme				
Non-fumeur(se)	1,00	1,00	1,00	1,00
Fumeur(se) occasionnel(le)	1,14 (0,58 à 2,23)	1,17 (0,62 à 2,22)	1,16 (0,58 à 2,31)	1,13 (0,56 à 2,32)
Fumeur(se) quotidien(ne)	**0,65 (0,47 à 0,90)**	**0,70 (0,50 à 0,97)**	0,77 (0,53 à 1,13)	0,82 (0,55 à 1,22)
Soutien social[f]	1,12 (0,96 à 1,31)	1,09 (0,94 à 1,28)	1,08 (0,91 à 1,28)	1,04 (0,87 à 1,25)

Abréviations : ACS, American Cancer Society; AICR, American Institute for Cancer Research; AP, activité physique; IC, intervalle de confiance; RC, rapport de cotes; SCPE, Société canadienne de physiologie de l'exercice; USDHHS, Department of Health and Human Services des États-Unis; WCRF, World Cancer Research Fund.

[a] Estimé par régression logistique au moyen d'une méthode de validation croisée à dix sous-ensembles.

[b] Au moins 2,5 heures/semaine d'AP d'intensité modérée à élevée.

[c] Au moins 3,75 heures/semaine d'AP d'intensité modérée à élevée.

[d] Au moins 5 heures/semaine d'AP d'intensité modérée à élevée pour prévenir la prise de poids.

[e] Au moins 7 heures/semaine d'AP d'intensité modérée ou 3,5 heures/semaine d'AP d'intensité élevée.

[f] Déterminé à l'aide du questionnaire *Social Support Survey* de la Medical Outcomes Study[MC].

des raisons d'être physiquement actives d'importance égale[55,56]. Ces résultats donnent à penser que les différences liées au sexe doivent être prises en considération lorsqu'on veut inciter la population à faire plus d'activité physique pour prévenir le cancer.

Malgré les différences liées au sexe, tant les hommes que les femmes ayant un excès de poids ou obèses étaient significativement moins nombreux que les personnes ayant un poids normal à se conformer aux directives de l'USDHHS et du WCRF/AICR. Comme ces directives exigent 30 à 60 minutes d'AP de loisir chaque jour, il est possible que les personnes ayant un excès de poids ou obèses soient physiquement incapables de s'adonner à une activité physique d'une durée suffisante ou d'apporter les changements requis à leur mode de vie pour avoir un tel niveau d'activité. En effet, la probabilité de se soumettre un programme d'AP est plus faible parmi les personnes ayant un excès de poids ou obèses que parmi celles ayant un poids normal, même si ce programme ne comporte que de la marche[57,58]. L'AP peut être particulièrement difficile pour les personnes ayant un excès de poids ou obèses qui ont des douleurs ou une gêne exacerbées par leur poids excessif[54]. En revanche, ces résultats pourraient témoigner du fait qu'un niveau d'AP suffisant pour satisfaire aux directives de l'USDHHS et du WCRF/AICR aide à perdre du poids et protège contre les effets néfastes d'un poids excessif[57,58]. Nos résultats sont de toute manière comparables à d'autres résultats selon lesquels l'excès de poids et l'obésité sont associés séparément à un faible niveau d'AP[53,56,57].

Les personnes dans la catégorie du plus haut revenu étaient les plus nombreuses à avoir une activité physique suffisante pour répondre à toutes les directives, constatation qui est également conforme à des études antérieures[47,59,60]. Un faible statut socio-économique est souvent associé à des responsabilités de soignant, du temps consacré aux enfants, un travail physiquement exigeant, l'absence de moyens de transport, un voisinage non sécuritaire, des horaires de travail non flexibles et des déménagements fréquents[61], facteurs qui peuvent tous empêcher la participation à des activités de loisir. Fait intéressant, la puissance de l'association entre le revenu annuel du ménage et la conformité aux directives en matière d'AP diminuait avec l'augmentation du niveau d'activité nécessaire pour satisfaire aux directives. Cette relation était la plus faible pour la conformité aux directives de l'USDHHS et du WCRF/AICR, ce qui laisse croire que des facteurs personnels plus complexes pourraient entraver l'AP de loisir à un haut niveau. L'affaiblissement de l'association entre l'activité et le revenu pourrait aussi découler du fait que les retraités étaient plus fréquemment membres de la classe moyenne et, par conséquent, plus susceptibles de suivre les directives pour la réduction du risque de cancer. Malgré cette relation plus faible, le revenu était tout de même fortement corrélé à la conformité aux directives pour la prévention du cancer.

Cette étude est l'une des premières à évaluer la prévalence de l'AP à un niveau suffisant pour prévenir le cancer. Jusqu'à maintenant, les estimations de l'AP chez les Canadiens étaient fondées sur les directives de la SCPE relatives à une activité suffisante pour être bénéfique pour la santé. En utilisant la même approche, l'ESCC (cycle 2.1) a produit des estimations selon lesquelles, durant la période de l'étude, 48 % des Canadiens[60] et 52 % des Albertains[61] de 35 à 65 ans étaient physiquement actifs[62]. Nous avons estimé dans notre étude que 63 % des Albertains étaient assez actifs pour satisfaire aux directives de la SCPE (tableau 3). Cette différence dans les estimations a persisté même après l'ajustement selon l'âge, le sexe, le revenu et le niveau de scolarité, ce qui laisse croire que l'échantillon d'étude diffère de la population de l'Alberta par d'autres facteurs dont il faut tenir compte lorsqu'on estime la prévalence de l'AP dans la population, ce qui est une tâche complexe. Les estimations plus élevées produites par notre étude pourraient aussi être attribuées à l'effet du « participant en bonne santé ». Environ 60 % des sujets de l'étude jugeaient leur santé très bonne ou excellente, et la prévalence du diabète était plus faible dans l'échantillon que dans la population albertaine (3,8 %, contre 4,9 % chez les Albertains[61]) tout comme celle du tabagisme (16 % des sujets de l'étude fumaient chaque jour, contre 25 % des Albertains). Même si l'excès de poids et l'obésité étaient plus répandus parmi les participants à l'étude, ces derniers semblaient en meilleure santé que l'ensemble des Albertains et semblaient plus nombreux à pratiquer une AP de loisir. Les différences dans les mesures de l'AP de loisir entre l'ESCC et le PYTPAQ employées dans notre étude pourraient aussi expliquer les différences dans l'estimation de la prévalence. L'ESCC utilise un élément de questionnaire en plusieurs parties pour mesurer la fréquence et la durée de la participation à une liste donnée d'activités de loisir au cours des trois derniers mois[62]. Le PYTPAQ, lui, évalue les activités de loisir au cours de la dernière année au moyen d'une approche plus détaillée, qui permet aux participants d'indiquer la durée, la fréquence et l'intensité de toutes leurs activités récréatives et sportives. Le PYTPAQ reflète probablement mieux les profils d'activité habituels, alors que, en raison de la période plus courte sur laquelle porte le questionnaire de l'ESCC, les réponses peuvent être davantage influencées par les variations saisonnières ou une maladie aiguë[63].

De vastes enquêtes en population générale ont permis d'estimer que durant la période d'étude 45,9 % des adultes des États-Unis[64] et 29 % des adultes de 15 pays de l'Union européenne[65] pratiquaient des activités physiques d'intensité modérée à élevée pendant 150 minutes chaque semaine. De même, dans le cadre d'une étude récente, les chercheurs ont estimé que 15 % des Canadiens adultes avaient ce niveau d'activité[66]. Cependant, comme ces estimations englobaient l'AP de travail, de transport et domestique en plus de l'AP de loisir, il est difficile de les comparer à nos propres estimations, qui ne portent que sur l'AP de loisir. L'AP totale a été utilisée pour estimer la prévalence de l'AP dans différentes régions[66,67,69], mais l'accent mis sur l'AP de loisir est valable, car ce type d'activité est le plus susceptible d'être modifié, contrairement à l'activité de travail ou domestique. Certaines données montrent que le risque de cancer du sein, de la prostate et de l'endomètre et du cancer colorectal est significativement abaissé lorsqu'on entreprend une AP de plus forte intensité[6,8,70]. Cela s'explique probablement par une modification des biomarqueurs de

l'inflammation, de la résistance à l'insuline et des taux d'hormones sexuelles et d'hormones métaboliques, qui favorisent une réduction du risque de cancer en réponse aux activités de loisir d'intensité modérée ou élevée mais pas en réponse aux activités domestiques de faible intensité[15,75]. L'AP de loisir est donc une cible logique des interventions sanitaires dans la population visant à prévenir le cancer.

Limites de l'étude

Notre étude comportait certaines limites, dont l'interprétation des résultats. Même s'il s'agit d'une caractéristique courante des études par composition aléatoire, le taux de réponse était bas, moins de 25 %, et l'échantillon non pondéré n'était pas représentatif de la population albertaine. Même si nous avons essayé de pondérer les estimations de la prévalence de façon à ce qu'elles correspondent davantage à celles de la population de l'Alberta, la généralisation de nos résultats peut être limitée. Les données relatives à l'AP étaient auto-déclarées, ce qui a pu entraîner une surdéclaration des niveaux d'activité en raison d'un biais de désirabilité sociale. Des erreurs de mesure et des estimations inexactes ont aussi pu se produire parce qu'il peut être difficile de se souvenir d'une AP[10] : les participants à notre étude devaient se rappeler leur pratique d'AP sur une période d'un an. Toutefois, le PYTPAQ s'est révélé un outil valide et fiable dans un vaste échantillon d'hommes et de femmes choisis au hasard[76]. Notre utilisation d'instruments déjà validés et d'une fiabilité éprouvée pour mesurer l'AP et toutes les autres variables a aidé à réduire au minimum les erreurs de mesure[76]. Par ailleurs, le caractère transversal de notre étude limite l'interprétation des résultats aux corrélations et ne permet pas d'associations causales. Néanmoins, ces résultats ont permis d'identifier des facteurs qui méritent une étude plus poussée à titre de cibles importantes pour les interventions visant à augmenter l'AP dans une optique de prévention du cancer dans la population.

Recommandations

Étant donné que 42 % des Albertains ne s'adonnent pas à une activité physique suffisante pour avoir des effets bénéfiques sur leur santé générale, les interventions à venir devraient encourager les personnes sédentaires à faire de l'exercice. Ces interventions devraient promouvoir un niveau plus élevé d'activité pour obtenir des bienfaits additionnels, soit la prévention du cancer, dans ce segment de la population tout comme parmi les personnes déjà actives. En 2005, les Canadiens consacraient environ 6 heures chaque jour à des activités de loisir, que ce soit regarder la télévision, surfer sur Internet ou s'adonner à des hobbies, que ces derniers impliquent ou non une activité physique[77]. Cette panoplie d'activités de loisir rend difficile la promotion de l'activité physique. Elle met aussi en lumière la nécessité de mettre en œuvre des interventions efficaces pour renforcer les facteurs favorisant l'activité physique et réduire les obstacles s'y opposant.

Les directives nationales actuelles pourraient être insuffisantes tant pour la prévention du cancer que pour la prise en charge du poids[78]. Vu l'abondance des données indiquant que l'obésité contribue au risque de cancer, l'incitation à faire assez d'activité physique pour perdre du poids et gérer ce dernier pourrait être une cible importante des stratégies de prévention du cancer dans la population. Par ailleurs, la quantité nécessaire d'AP est mal définie, d'où les écarts entre les directives. L'élaboration des directives est tributaire des recherches établissant un lien entre l'AP et le cancer[77,79], recherches qui consistent principalement en études d'observation de types variés[73]. Des essais randomisés sont nécessaires pour formuler des recommandations définitives relativement à la quantité d'exercice requise et, tant que de tels essais ne sont pas réalisés, il pourrait s'avérer plus prudent de fournir un ensemble progressif de directives qui soulignent les bienfaits pour la santé associés à chaque niveau et intensité d'AP, particulièrement les niveaux entraînant une plus forte réduction du risque de cancer[74]. Enfin, d'autres recherches sont nécessaires pour mettre en œuvre des interventions efficaces de promotion de l'AP qui tiennent compte des facteurs de motivation individuels ainsi que des facteurs sociaux et environnementaux favorisant l'AP.

Remerciements

Ce projet a été financé par l'Alberta Cancer Foundation. Fabiola Aparicio-Ting bénéficiait d'une bourse de doctorat de la Société canadienne du cancer. Christine Friedenreich bénéficiait de fonds associés au prix Health Senior Scholar de l'Alberta Heritage Foundation for Medical Research. Ronald Plotnikoff était subventionné par l'entremise d'une chaire de recherche appliquée en santé publique des Instituts de recherche en santé du Canada. Les auteurs souhaitent remercier chaleureusement Paula Robson, chercheure principale du Tomorrow Project, pour leur avoir communiqué les données de base sur cette cohorte. Ils souhaitent aussi exprimer leurs remerciements à Heather Whelan et à Will Rosner pour les avoir aidés à accéder aux ensembles de données du Tomorrow Project et à les utiliser.

Références

1. Comité directeur de la Société canadienne du cancer. Statistiques canadiennes sur le cancer 2011 : section spéciale sur le cancer colorectal. Toronto (Ont.) : Société canadienne du cancer; 2011.

2. Institut national du cancer du Canada. Statistiques canadiennes sur le cancer 2004. Toronto (Ont.) : Institut national du cancer du Canada; 2004.

3. Colditz GA, Sellers TA, Trapido E. Epidemiology – identifying the causes and preventability of cancer? Nat Rev Cancer. 2006;6(1):75-83.

4. Stein CJ, Colditz GA. Modifiable risk factors for cancer. Br J Cancer. 2004;90(2):299-303.

5. Courneya KS, Friedenreich CM, editors. Physical activity and cancer. Berlin (DE): Springer; 2011.

6. Wolin KY, Yan Y, Colditz GA, Lee IM. Physical activity and colon cancer prevention: a meta-analysis. Br J Cancer. 2009;100(4):611-6.

7. Cust AE. Physical activity and gynecologic cancer prevention. Dans : Courneya KS, Friedenreich CM, editors. Physical activity and cancer. New York (NY): Springer; 2011. p. 159-88.

8. Monninkhof EM, Elias SG, Vlems FA, van der Tweel I, Schuit AJ, Voskuil DW et collab. Physical activity and breast cancer: a systematic review. Epidemiology. 2007;18(1):137 57.

9. Leitzmann MF. Physical activity and genitourinary cancer prevention. Dans : Courneya KS, Friedenreich CM (dir.). Physical activity and cancer. New York (NY): Springer; 2011. p. 43 72.

10. Rogers CJ, Colbert LH, Greiner JW, Perkins SN, Hursting SD. Physical activity and cancer prevention: pathways and targets for intervention. Sports Med. 2008;38(4):271 96.

11. Nelson HK, Friedenreich CM, Brockton NT, Millikan RC. Physical activity and postmenopausal breast cancer: proposed biologic mechanisms and areas for future research. Cancer Epidemiol Biomarkers Prev. 2009;18(1):11 27.

12. McTiernan A. Mechanisms linking physical activity with cancer. Nat Rev Cancer. 2008;8(3):205 11.

13. Renehan AG, Soerjomataram I, Leitzmann MF. Interpreting the epidemiological evidence linking obesity and cancer: a framework for population attributable risk estimations in Europe. Eur J Cancer. 2010;46(14):2581 92.

14. Wolin KY, Carson K, Colditz GA. Obesity and cancer. Oncologist. 2010;15(6):556 65.

15. Sharan MT, Heart WE. Canada's physical activity guide: background, process, and development. Can J Public Health. 2007;98(2):89 15.

16. Société canadienne de physiologie de l'exercice. Directives canadiennes en matière d'activité physique à l'intention des adultes âgés de 18 à 64 ans [Internet]. Ottawa (Ont.) : SCPE; 2003 [consulté le 14 oct. 2003]. PDF (61 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.csep.ca/CMFiles/Directives/CSEP InfoSheets adults FR.pdf

17. Sallis JF, Owen N. Physical activity and behavioral medicine. Thousand Oaks, (CA): SAGE Publications, Inc.; 1999. Chapitre 5, Measuring physical activity; p. 71 91.

18. Pettee KK, Storti KL, Ainsworth BE, Kriska AM. Measurement of physical activity and inactivity in epidemiological studies. Dans : Lee IM (dir.). Epidemiologic methods in physical activity studies. New York, NY: Oxford University Press; 2009. p. 15 33.

19. Byers T, Nestle M, McTiernan A, Doyle C, Currie Williams A, Gansler T et collab. American Cancer Society guidelines on nutrition and physical activity for cancer prevention: reducing the risk of cancer with healthy food choices and physical activity. CA Cancer J Clin. 2002;52(2):92 119.

20. U.S. Department of Health and Human Services and U.S. Department of Agriculture. Dietary guidelines for Americans, 2005. Washington (DC): U.S. Department of Health and Human Services; 2005. Joint publication of the U.S. Department of Agriculture; 2005.

21. World Cancer Research Fund and the American Institute for Cancer Research. Food, nutrition, physical activity and the prevention of cancer: a global perspective. Washington (DC): American Institute for Cancer Research; 2007.

22. Bryant H, Robson PJ, Ullman R, Friedenreich C, Dawe U. Constitution d'une cohorte en population en Alberta, Canada : une étude de faisabilité. Maladies chroniques au Canada. 2006;27(2):55 65.

23. Lavrakas PJ. Telephone survey methods sampling, selection, and supervision. 2e éd. Thousand Oaks, (CA): SAGE Publications; 1993. Chapitre 2, Random Digit Dialing; p. 33 48.

24. Statistique Canada. Enquête sur le service téléphonique résidentiel (ESTR). Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2001.

25. Friedenreich CM, Courneya KS, Neilson HK, Matthews CE, Willis G, Irwin M et collab. Reliability and validity of the Past Year Total Physical Activity Questionnaire. Am J Epidemiol. 2006;163:959 70.

26. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC) : Cycle 1.1 : enrichissement de données sur la santé au Canada. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/concepts/health sante/cchs cscc info fra.htm

27. National Cancer Institute. A 16 year randomized screening study for prostate, lung, colorectal and ovarian cancer - PLCO Trial [Internet]. Bethesda (MD): National Cancer Institute; 1993 [consulté le 4 mars 2010]. Consultable en ligne à la page : http://www.cancer.gov/clinicaltrials/PLCO 1

28. International Agency for Research on Cancer. EPIC Project [Internet]. Lyon (FR): World Health Organization; 2010 [consulté le 4 mars 2010]. Consultable en ligne à la page : http://epic.iarc.fr/about.php

29. Ainsworth BE, Haskell WL, Whitt MC, Irwin ML, Swartz AM, Strath SJ et collab. Compendium of physical activities: an update of activity codes and MET intensities. Med Sci Sports Exerc. 2000;32(9 Suppl):S498 504.

30. Sherbourne CD, Stewart AL. The MOS social support survey. Soc Sci Med. 1991;32(6):705 14.

31. Statistique Canada. Recensement du Canada de 2001. Ottawa (Ont.): Statistique Canada; 2003 [consulté le 4 mars 2010]. Consultable en ligne à la page : http://www12.statcan.ca/francais/census01/home/index.cfm

32. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes 2003 : Guide de l'utilisateur du fichier de microdonnées à grande diffusion. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2005 [consulté le 4 mars 2010]. PDF (700 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www23.statcan.gc.ca:81/imdb bmdi/pub/document/5226 DT T9 V2 fra.pdf

33. Norman GR, Streiner DL. Biostatistics: the bare essentials. 2e éd. Hamilton, (Ont): BC Decker; 2000. Chapitre 14, Multiple regression; p. 127 58.

34. Kleinbaum DG, Klein M. Logistic regression: a self learning text. 2e éd. New York, (NY): Springer; 2002. Chapitre 6, Modeling strategy guidelines; p. 161 90.

35. Harrell FE. Regression modeling strategies. New York, (NY): Springer; 2001. Chapitre 5, Resampling, validating, describing, and simplifying the model; p. 87 104.

36. Harrell FE. Regression modeling strategies. New York, (NY): Springer; 2001. Chapitre 10, Binary logistic regression; p. 215 68.

37. StataCorp LP. STATA Release 10.0. College Station (TX): Stata Corporation; 2001.

38. Janz NK, Champion VL, Strecher VJ. The health belief model. In: Glanz K, Rimer BK, Lewis FM, editors. Health behavior and health education: Theory, research and practice. 3e éd. San Francisco (CA): Jossey Bass; 2001. p. 45 66.

39. Loitz C, Berry TR, Spence JC. 2009 Alberta survey on physical activity: a concise report. Edmonton (AB): Alberta Centre for Active Living; 2009.

40. Trost SG, Owen N, Bauman AE, Sallis JF, Brown W. Correlates of adults' participation in physical activity: review and update. Med Sci Sports Exerc. 2002;34(12):1996 2001.

41. Seefeldt V, Malina RM, Clark MA. Factors affecting levels of physical activity in adults. Sports Med. 2002;32(3):143 68.

42. Ross CE. Walking, exercising, and smoking: Does neighborhood matter? Soc Sci Med. 2000;51(2):265 74.

43. Azevedo MR, Araujo C, Reichert FF, Siqueira FV, da Silva MC, Hallal PC. Gender differences in leisure time physical activity. Int J Public Health. 2007;52(1):8 15.

44. Barrett JE, Plotnikoff RC, Courneya KS, Raine KD. Physical activity and type 2 diabetes: exploring the role of gender and income. Diabetes Educ. 2007;33(1):128 43.

45. Parsons EM, Betz NE. The relationship of participation in sports and physical activity to body objectification, instrumentality, and locus of control among young women. Psychol Women Q. 2001;25(3):209 22.

46. Stutts WC. Physical activity determinants in adults: perceived benefits, barriers, and self efficacy. AAOHN J. 2002;50(11):499 507.

47. McDermott L. A qualitative assessment of the significance of body perception to women's physical activity experiences: revisiting discussions of physicalities. Sociol Sport J. 2000;17(4):331 63.

48. Thompson AM, Humbert M, Mirwald RL. A longitudinal study of the impact of childhood and adolescent physical activity experiences on adult physical activity perceptions and behaviors. Qual Health Res. 2003;13(3):358 77.

49. Levine JA, McCrady SK, Lanningham Foster LM, Kane PH, Foster RC, Manohar CU. The role of free living daily walking in human weight gain and obesity. Diabetes. 2008;57(3):548 54.

50. Dishman RK, Sallis JF. Physical activity, fitness, and health: International proceedings and consensus statement. Dans : Bouchard C, Shephard RJ, Stephens T (dir.). Champaign, (IL): Human Kinetics Publishers; 1994. Chapitre 3, Determinants and interventions for physical activity and exercise; p. 214 38.

51. Godin G, Belanger Gravel A, Nolin B. Mechanism by which BMI influences leisure time physical activity behavior. Obesity. 2008;16(6):1314 7.

52. Fox KR, Hillsdon M. Physical activity and obesity. Obes Rev. 2007;1:115 21.

53. Lau DC, Douketis JD, Morrison KM, Hramiak IM, Sharma AM, Ur E et collab. 2006 Canadian clinical practice guidelines on the management and prevention of obesity in adults and children. CMAJ. 2007;176(8):117. Sommaire français offert sous forme de PDF (348 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://www.cmaj.ca/content/176/8/SF1.full.pdf

54. Physical Activity Advisory Committee. Physical Activity Guidelines Advisory Committee report, 2008. Washington (DC): U.S. Department of Health and Human Services; 2008.

55. Bensimhon DR, Kraus WE, Donahue MP. Obesity and physical activity: a review. Am Heart J. 2006;151(3):598 603.

56. Mortensen LH, Siegler IC, Barefoot JC, Gronbaek M, Sorensen TIA. Prospective associations between sedentary lifestyle and BMI in midlife. Obesity. 2006;14(8):1462 71.

57. Petersen L, Schnohr P, Sorensen TIA. Longitudinal study of the long term relation between physical activity and obesity in adults. Int J Obes Relat Metab Disord. 2003;28(1):105 12.

58. Giles Corti B, Donovan RJ. Socioeconomic status differences in recreational physical activity levels and real and perceived access to a supportive physical environment. Prev Med. 2002;35(6):601 11.

59. Booth ML, Macaskill P, Owen N, Oldenburg B, Marcus BH, Bauman A. Population prevalence and correlates of stages of change in physical activity. Health Educ Q. 1993;20(3):431 40.

60. Statistique Canada. Profil d'indicateurs de la santé, estimations annuelles, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces, territoires, régions sociosanitaires (limites de 2007) et groupes de régions homologues, occasionnel. Tableau 105 0501. (Canada) [Internet]. Ottawa (Ont.) : CANSIM (base de données); 2007 [consulté le 18 févr. 2011]. Consultable en ligne à partir de la page : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a01?lang=fra

61. Statistique Canada. Profil d'indicateurs de la santé, estimations annuelles, selon le groupe d'âge et le sexe, Canada, provinces, territoires, régions sociosanitaires (limites de 2007) et groupes de régions homologues. Tableau 105 0501. (Alberta) [Internet]. Ottawa (Ont) : base de données du CANSIM; 2007 [consulté le 18 mars 2009]. Consultable en ligne à partir de la page : http://www5.statcan.gc.ca/cansim/a01?lang=fra

62. Statistique Canada. Enquête sur la santé dans les collectivités canadiennes (ESCC), questionnaire du cycle 2.1; 2003 [consulté le 17 janv. 2009]. Consultable en ligne à la page : http://www.statcan.gc.ca/concepts/health sante/cycle2_1/quest fra.htm

63. Pereira MA, FitzerGerald SJ, Gregg EW, Joswiak ML, Ryan WJ, Suminski RR et collab. A collection of Physical Activity Questionnaires for health related research. Med Sci Sports Exerc. 1997;29(6 Suppl):S1 205.

64. Centers for Disease Control and Prevention. Adult participation in recommended levels of physical activit—United States, 2001 and 2003. MMWR. 2005;54(47):1208 12.

65. Sjostrom M, Oja P, Hagstromer M, Smith BJ, Bauman A. Health enhancing physical activity across European Union countries: the Eurobarometer study. J Public Health. 2006;14(5):291 300.

66. Colley RC, Garriguet D, Janssen I, Craig CL, Clarke J, Tremblay MS. Activité physique des adultes au Canada : résultats d'accélérométrie de l'Enquête canadienne sur les mesures de la santé de 2007 2009. Rapport sur la santé. 2011;22(1):15 23.

67. Rutten A, Abu-Omar K. Prevalence of physical activity in the European Union. Soz. Praventivmed. 2004;49(4):281-9.

68. Rutten A, Ziemainz H, Schena F, Stahl T, Stiggelbout M, Auweele YV et collab. Using different physical activity measurements in eight European countries. Results of the European Physical Activity Surveillance System (EUPASS) time series survey. Public Health Nutr. 2003;6(4):371-6.

69. Bauman A, Ainsworth BE, Bull F, Craig CL, Hagstromer M, Sallis JF et collab. Progress and pitfalls in the use of the International Physical Activity Questionnaire (IPAQ) for adult physical activity surveillance. J Phys Act Health. 2009;6(1).

70. Friedenreich CM, Cust AE. Physical activity and breast cancer risk: impact of timing, type and dose of activity and population subgroup effects. Brit J Sports Med. 2008;42(8):636-47.

71. Autenrieth C, Schneider A, Doring A, Meisinger C, Herder C, Koenig W et collab. Association between different domains of physical activity and markers of inflammation. Med Sci Sports Exerc. 2009;41(9):1706-13.

72. Hedi F. La participation sportive au Canada, 2005. Ottawa (Ont.) : Statistique Canada; 2008. PDF (614 Ko) téléchargeable à partir du lien : http://publications.gc.ca/collections/collection_2008/statcan/81-595-M/81-595-MIF2008060.pdf

73. Friedenreich CM, Neilson HK, Lynch BM. State of the epidemiological evidence on physical activity and cancer prevention. Eur J Cancer. 2010;46(14):2593-604.

74. Cerin E, Leslie E, Bauman A, Owen N. Levels of physical activity for colon cancer prevention compared with generic public health recommendations: population prevalence and sociodemographic correlates. Cancer Epidemiol Biomarkers Prev. 2005;14(4):1000-2.

Atelier national sur la prévention des chutes : intensifier la coordination pancanadienne

Centre pour la promotion de la santé, Agence de la santé publique du Canada; British Columbia Injury Research and Prevention Unit (BCIRPU)

Contexte

On estime qu'environ une personne âgée sur trois fait une chute ou davantage par an[1-4]. Les chutes sont la principale cause d'hospitalisations attribuables à des blessures chez les personnes âgées[5]. En plus de causer des blessures, les chutes peuvent entraîner des douleurs chroniques, une diminution de la qualité de vie et, dans les cas graves, le décès. Les effets psychologiques d'une chute peuvent provoquer un syndrome post-chute, qui comprend entre autres la dépendance à l'égard des autres pour l'accomplissement des activités quotidiennes, la perte d'autonomie, la confusion, l'immobilisation et la dépression[1].

Les chutes et les blessures qui en découlent surviennent souvent en raison d'une combinaison de facteurs, en particulier d'affections associées au vieillissement comme les problèmes de vision, l'ostéoporose, la démence et certains symptômes de maladie chronique. Elles peuvent être causées par les effets secondaires de médicaments, par des dangers naturels et par des comportements à risque.

Des initiatives et des stratégies de prévention des chutes sont élaborées dans toutes les provinces et dans les territoires ainsi qu'à l'échelle nationale. Afin d'améliorer la compréhension commune de ces initiatives, un atelier national sur la prévention des chutes s'est tenu dans le cadre de la Conférence canadienne sur la prévention des traumatismes et la promotion de la santé à Vancouver, en Colombie-Britannique, le 17 novembre 2011. L'atelier était organisé conjointement par la British Columbia Injury Research and Prevention Unit (BCIRPU)et l'Agence de la santé publique du Canada (ASPC). Des responsables en matière de prévention des chutes de chaque province et territoire ont été invités à présenter leurs plus récentes activités et leurs plans. Cet événement, qui a connu un grand succès, a permis de réunir plus de 60 participants de toutes les provinces et du Yukon (voir le tableau 1).

Objectifs de l'atelier

Voici les objectifs de l'atelier national sur la prévention des chutes de 2011 :

1) rassembler les responsables fédéraux, provinciaux et territoriaux qui souhaitent collaborer à l'élaboration de programmes, de politiques et de pratiques fondés sur des preuves et pertinents sur le plan clinique, dans le but de réduire les risques de chutes et de blessures connexes chez les personnes âgées au Canada;
2) présenter les éléments types du plan stratégique de chaque province/territoire en matière de prévention des chutes;
3) discuter des pratiques exemplaires actuelles et de leur application dans chaque province et territoire, notamment de la normalisation des données concernant la morbidité liée aux chutes, des outils et des protocoles utilisés pour l'évaluation des risques de chute, de la mise en œuvre de pratiques exemplaires et de l'évaluation des progrès et des résultats.

TABLEAU 1
Participants à l'atelier et présentateurs

Province/territoire	Ministère ou organisme représenté
Canada	Division du vieillissement et des aînés, Agence de la santé publique du Canada
Colombie-Britannique	Ministère de la Santé de la C.-B.
	British Columbia Injury Research and Prevention Unit (BCIRPU)
Alberta	Health Professions Strategy & Practice, Alberta Health Services
	Alberta Centre for Injury Control & Research
	Fall Risk Management Program, Alberta Health Services – région de Calgary
Saskatchewan	Acquired Brain Injury Partnership Project, ministère de la Santé
Manitoba	Ministère de la Vie saine, de la Jeunesse et des Aînés, Direction de la vie saine et des populations
Ontario	Ontario Injury Prevention Resource Centre
	SMARTRISK
Québec	Institut national de santé publique du Québec
Nouveau-Brunswick	Bureau du médecin-hygiéniste en chef, ministère de la Santé du Nouveau-Brunswick
Île-du-Prince-Édouard	Spectrum Solutions
Nouvelle-Écosse	Ministère de la Santé et du Mieux-Être de la Nouvelle-Écosse
Terre-Neuve-et-Labrador	Chronic Disease Control Division, ministère de la Santé et des Services communautaires
Yukon	Arctic Institute of Community-Based Research

Correspondance : Bureau du directeur général, Centre pour la promotion de la santé, Agence de la santé publique du Canada, immeuble Jeanne Mance, 1909A, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-954-1691; téléc. : 613-941-0443; courriel : carolyn.landry@phac-aspc.gc.ca

Résumé des discussions de l'atelier

Éducation et formation

La formation des professionnels de la santé a été définie comme une priorité, et le Programme canadien de prévention des chutes a été cité par le plus grand nombre de participants comme leur programme de formation favori. La normalisation de la formation sur la prévention des chutes et son intégration dans les programmes d'études postsecondaires sont considérées comme la prochaine étape importante.

Agrément

Les *Pratiques organisationnelles requises* adoptées par Agrément Canada ont fréquemment été citées comme l'élément moteur de l'élaboration des stratégies de prévention des chutes dans les établissements de santé[6].

Leadership et planification stratégique

De nombreux participants ont indiqué que même si des efforts sont actuellement mis en œuvre en ce qui concerne la prévention des chutes dans certaines parties de leur territoire, il n'existe pas de stratégie uniforme à l'échelle de leur province ou de leur territoire. Certains participants ont recommandé l'élaboration d'une stratégie de prévention des chutes à long terme, fondée sur les preuves et faisant appel à des solutions réalistes afin de faciliter une approche coordonnée; cependant, on a souligné que les considérations budgétaires étaient un facteur limitant la mise en œuvre d'initiatives de ce genre.

Équipes favorisant la communication

Les réseaux et les coalitions ont fréquemment été mentionnés par les participants comme un important moyen de communication entre professionnels au sujet de la mise en œuvre du programme de prévention des chutes.

Données et surveillance

Les provinces ou territoires qui ont indiqué avoir accès à des données ont été en mesure de mettre en évidence une relation positive entre leurs programmes de prévention des chutes et une diminution des chutes et des blessures attribuables à des chutes. Plusieurs provinces ou territoires ont signalé que le peu de données disponibles et le manque de surveillance sur place – à l'échelle provinciale ou territoriale font en sorte qu'il est difficile d'évaluer les programmes de façon rigoureuse.

Prochaines étapes

Lors de l'atelier national sur la prévention des chutes de 2011, on a proposé de créer un groupe de collaboration nationale en matière de prévention des chutes, groupe qui serait formé des responsables de chaque province et territoire ayant fait un exposé lors de l'atelier, et auquel pourraient participer d'autres intervenants intéressés. Les présentateurs ont convenu de poursuivre sur leur lancée et de créer officiellement un réseau de pratique et une bibliothèque virtuelle des pratiques exemplaires ou prometteuses. Compte tenu du succès de l'atelier et dans le but d'améliorer la collaboration, les participants ont recommandé l'organisation d'une conférence nationale de plus grande envergure sur la prévention des chutes, qui pourrait se tenir en 2014, pour réunir les professionnels de la santé et les décideurs de chaque province/territoire et du gouvernement fédéral, ainsi que les autres intervenants intéressés, afin qu'ils puissent mettre en commun leurs connaissances et créer des réseaux visant à continuer à améliorer les initiatives de prévention des chutes.

Remerciements

Les organisateurs de l'atelier souhaitent remercier les personnes présentes à l'atelier pour leur participation et leur collaboration. Ils tiennent à remercier tout particulièrement Joanne Veninga, Lori Wagar et Sarah Elliot qui ont collaboré à l'organisation de l'atelier.

Références

1. World Health Organization. WHO global report on falls prevention in older age. Genève (CH), World Health Organization, 2007.

2. Scott VJ, Peck SH, Kendall PR. Prevention of falls and injuries among the elderly: a special report from the Office of the Provincial Health Officer, January 2004. Victoria (BC): Provincial Health Officer, British Columbia Ministry of Health Planning; 2004.

3. Tinetti ME, Speechley M. Prevention of falls among the elderly. N Engl J Med. 1989;320(16):1055 9.

4. O'Loughlin JL, Robitaille Y, Boivin JF, Suissa S. Incidence of and risk factors for falls and injurious falls among the community dwelling elderly. Am J Epidemiol. 1993;137:342 54.

5. Agence de la santé publique du Canada. Rapport sur les chutes des aînés au Canada. Ottawa (Ont.) : Agence de la santé publique du Canada; 2005.

6. Agrément Canada. PORs – Pratiques organisationnelles requises – septembre 2011 [Internet]. Ottawa (Ont.) : Agrément Canada; juillet 2011 [consulté le 2 février 2012]. PDF téléchargeable à partir du lien : www.accreditation.ca/uploadedFiles/ROP%20Handbook%20FR.pdf

Note de synthèse

Étude sur les blessures, édition 2012 : Pleins feux sur la sécurité routière et dans les transports

M. Cardinal, M. Sc.; J. Crain, M.A.; M. T. Do, Ph. D.; M. Fréchette, M. Sc.; S. McFaull, M. Sc.; R. Skinner, M.S.P.; W. Thompson, M. Sc.

Résumé

Le rapport *Étude sur les blessures, édition 2012 : Pleins feux sur la sécurité routière et dans les transports*, le premier rapport de santé publique à l'échelle nationale en la matière, présente une synthèse des statistiques provenant de diverses sources sur les blessures survenues dans les réseaux routiers et de transport. Il établit le profil des blessures chez les Canadiens et les Canadiennes âgés de 24 ans et moins, explique les risques et les facteurs de protection et formule des recommandations sur les mesures à prendre. Les conclusions servent à guider l'élaboration de programmes ciblés de prévention des blessures.

Introduction

Les blessures* sont la principale cause de décès chez les Canadiens et les Canadiennes âgés de 1 à 44 ans, et constituent la quatrième principale cause de décès pour l'ensemble de la population canadienne. De nombreuses blessures non fatales entraînent des déficiences ou des incapacités comme une cécité, des lésions de la moelle épinière et des déficits intellectuels causés par des traumatismes crâniens. Entre 1979 et 2007 (l'année la plus récente pour laquelle des données étaient disponibles pour l'ensemble des provinces et des territoires au moment de la publication), le nombre de décès par accident de la route au Canada avait diminué de 73 %; cependant, les collisions de véhicules à moteur demeuraient la principale cause de décès consécutifs à des blessures chez les Canadiens et les Canadiennes âgés de 1 à 24 ans.

Le présent rapport présente les statistiques de surveillance nationale des blessures et des décès au Canada résultant des principales causes observées, en particulier les blessures et les décès liés à l'utilisation des réseaux routiers et de transport, chez les enfants, les adolescents et les jeunes adultes âgés 24 ans ou moins†. Le rapport renferme également des informations importantes et des conseils à l'intention des jeunes, des parents, des aidants et autres personnes qui souhaitent aider à prévenir les blessures liées à l'utilisation des réseaux routiers et de transport.

Principaux résultats

Mortalité

En 2007, les blessures représentaient la principale cause de décès chez les Canadiens et les Canadiennes âgés de 1 à 44 ans, et la quatrième principale cause de décès pour l'ensemble de la population canadienne. La principale cause de décès consécutif à des blessures était la suffocation chez les nourrissons (moins de 1 an), les collisions de véhicules à moteur (CVM) chez les 1 à 24 ans, le suicide chez les 25 à 69 ans et les chutes chez les 70 ans et plus.

En 2007, le taux de mortalité par blessures chez les Canadiens et les Canadiennes âgés de moins de 25 ans était de 19 pour 100 000 habitants, dont 7 par suite d'une CVM non intentionnelle. Les décès liés à une CVM ont diminué radicalement depuis le début des années 1970; plus particulièrement, le taux de mortalité chez les 15 à 24 ans est passé de 46,4 pour 100 000 au début des années 1970 à 15 pour 100 000 en 2007. Il importe de souligner que cette diminution marquée s'est amorcée dans les deux années qui ont suivi l'instauration de l'installation obligatoire de ceintures de sécurité dans toutes les nouvelles voitures, en 1971.

En 2007, les décès causés par une CVM étaient trois fois plus nombreux chez les hommes âgés de 20 à 24 ans que chez les femmes du même groupe d'âge.

Hospitalisation

En 2008-2009‡, les blessures étaient la principale cause d'hospitalisation chez les Canadiens et les Canadiennes âgés

* Blessures, toutes causes confondues (intentionnelles ou non), à l'exception des événements indésirables résultant de soins médicaux ou chirurgicaux.

† Les statistiques concernant les décès liés à l'alcool s'appliquent également aux tranches d'âge supérieures.

‡ Les données sur les hospitalisations sont généralement déclarées en fonction d'un exercice débutant le 1er avril et se terminant le 31 mars de l'année suivante. Les statistiques du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) sont également présentées en fonction de l'exercice, afin de permettre la communication en temps utile des informations disponibles les plus récentes et la comparaison avec les statistiques sur les hospitalisations.

Rattachement des auteurs :

Section des blessures, Division de la surveillance de la santé et de l'épidémiologie, Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques, Ottawa (Ontario), Canada

Correspondance : Jennifer Crain, Section des blessures, Division de la surveillance de la santé et de l'épidémiologie, Centre de prévention et de contrôle des maladies chroniques, 200, promenade Églantine, Pré Tunney, IA D1910, Ottawa (Ontario) K1A 0K9; tél. : 613-941-8635; téléc. : 613-941-9927; courriel : Jennifer.Crain@phac-aspc.gc.ca

de 10 à 24 ans, et la troisième principale cause d'hospitalisation pour l'ensemble de la population canadienne. Dans l'ensemble, les chutes étaient la principale cause d'hospitalisation liée à des blessures; cependant, chez les jeunes de 15 à 19 ans, les lésions intentionnelles autoinfligées représentaient la principale cause d'hospitalisation. Chez la population canadienne de moins de 25 ans, le taux d'hospitalisations liées à des blessures en général était de 418 pour 100 000, et de 46 pour 100 000 dans le cas des CVM non intentionnelles. Au cours de la même période, les hospitalisations liées à des blessures étaient presque deux fois plus fréquentes chez les hommes âgés de 20 à 24 ans que chez les femmes du même groupe d'âge (rapport de cotes [RC] = 1,8).

Blessures causées par un accident de véhicule hors route

Selon les données de 2008-2009 du Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT)[§], la proportion de jeunes Canadiens et Canadiennes (0 à 24 ans) hospitalisés en raison de blessures causées par un accident de véhicule hors route représentait près du double de celle des jeunes hospitalisés en raison de blessures liées à une CVM, à savoir 24,8 % contre 13,8 %, respectivement. Selon le SCHIRPT, le nombre de blessures liées à l'utilisation de véhicules tout terrain (VTT) a presque triplé entre 1990-1991 et 2008-2009.

En ce qui concerne les accidents de véhicule hors route touchant les jeunes de 11 à 15 ans, la proportion de jeunes n'ayant pas l'âge légal de conduire qui ont été blessés alors qu'ils étaient au volant était de 60 % dans le cas des VTT, de 48 % dans le cas des motoneiges et de 92 % dans le cas des motos hors route, soit des proportions similaires à celles observées dans le groupe des 0 à 24 ans. Chez les jeunes adultes de 20 à 24 ans, le nombre de blessures liées à un accident de VTT représentait plus du double du nombre de blessures causées par un accident de motos hors route; par ailleurs, près de la moitié de toutes les blessures associées à une collision de véhicule hors route chez le groupe des moins de 25 ans était des fractures.

Usagers de la route vulnérables

On entend par usagers de la route vulnérables (URV) les usagers de la route qui ne sont pas protégés par un habitacle, par exemple les cyclistes. Lors d'un accident, les URV peuvent se blesser ou décéder en raison des différences de masse. Les URV peuvent être classés en deux catégories : usagers de véhicules à moteur ou usagers de véhicules sans moteur. Le rapport *Étude sur les blessures, édition 2012* présente les proportions annuelles des cas de blessures déclarées au SCHIRPT chez les URV utilisant un véhicule à moteur et chez les URV utilisant un véhicule sans moteur, en particulier les piétons, les cyclistes, les motocyclistes, les personnes se déplaçant en cyclomoteur et les personnes se déplaçant en scooter.

Utilisation des dispositifs de retenue chez les occupants d'un véhicule à moteur

D'après des données issues de la Base nationale de données sur les collisions de Transports Canada, entre 1998 et 2008, chez les occupants d'un véhicule léger (voitures, camions légers, fourgonnettes et véhicules utilitaires sport [VUS]) qui n'utilisaient pas les dispositifs de retenue et qui étaient impliqués dans une collision, les blessures étaient 3 fois plus fréquentes (RC = 3,4) et les décès par suite de blessures 16 fois plus fréquents (RC = 15,7) que chez les occupants qui utilisaient un dispositif de retenue.

Accidents mortels causés par l'alcool

D'après des données issues de la base de données sur les collisions mortelles de la Fondation de recherches sur les blessures de la route[**], l'alcool était en cause dans 38 % des décès suite à une CVM au Canada en 2009, et les décès suite à une collision mettant en cause l'alcool étaient environ deux fois plus fréquents chez les hommes que chez les femmes (RC = 2,3). De 1998 à 2009, on n'a observé aucune diminution significative de la proportion annuelle de CVM mortelle causée par l'alcool[††], d'où la nécessité d'intensifier les efforts de prévention.

Fardeau économique

Les blessures ont des répercussions sur les familles des victimes de blessures et sur la société en général. D'un point de vue axé sur la santé, le fardeau économique des blessures non intentionnelles et intentionnelles au Canada, toutes causes et tous âges confondus, a été estimé à 19,8 milliards de dollars en 2004 (incluant aussi bien les coûts directs qu'indirects)[1]. À eux seuls, les accidents liés aux transports étaient responsables de 19 % de ces blessures[1].

Perspectives

Les statistiques de surveillance ont révélé un déclin important des taux de blessures causées par une CVM au cours des trois dernières décennies. Cependant, les blessures, en particulier les accidents liés au transport, représentent un enjeu important en matière de santé publique au Canada,

[§] Le Système canadien hospitalier d'information et de recherche en prévention des traumatismes (SCHIRPT) est un système de surveillance des blessures qui recueille et analyse les données sur les blessures, principalement les blessures chez les enfants, observées dans les urgences des onze hôpitaux pour enfants et de quatre hôpitaux généraux du Canada. Le SCHIRPT est une base de données unique, qui renferme des informations extrêmement détaillées sur les blessures.

[**] La base de données sur les collisions mortelles est mise au point et gérée par la Fondation de recherches sur les blessures de la route (FRBR). Les agences suivantes ont contribué au financement de la base de données sur les collisions mortelles : Santé Canada (1973 à 1982); Transports Canada et le Conseil canadien des administrateurs en transport motorisé (1984 à 2010; leur financement de la base de données a appuyé la Stratégie de réduction de la conduite avec facultés affaiblies pendant plusieurs années).

[††] Les décès sont considérés liés à l'alcool si la personne décédée des suites de ses blessures était un conducteur ou un piéton qui avait consommé de l'alcool ou si au moins un conducteur impliqué dans la collision avait consommé de l'alcool; les passagers décédés des suites de blessures sont également pris en compte dans les décès liés à l'alcool si l'un des conducteurs impliqués dans la collision avait consommé de l'alcool. Le pourcentage de décès liés à l'alcool est calculé à partir du nombre de personnes décédées appartenant à la catégorie des décès liés à l'alcool, divisé par le nombre total de cas connus où l'alcool était en cause dans les collisions.

et d'autres mesures de prévention des blessures sont nécessaires. L'Agence de la santé publique du Canada (ASPC) continue de collaborer avec Santé Canada, SécuriJeunes Canada, la Fondation de recherches sur les blessures de la route ainsi qu'avec d'autres partenaires afin de favoriser la recherche et d'améliorer, les connaissances, les politiques et les programmes en matière de sécurité routière. L'objectif est de contribuer à faire du Canada un endroit plus sûr pour les usagers de la route.

Les instructions pour commander le rapport *Étude sur les blessures, édition 2012 : Pleins feux sur la sécurité routière et dans les transports* sont disponibles à l'adresse http://www.phac-aspc.gc.ca/injury-bles/chirpp/injrep-rapbles/index-fra.php.

Remerciements

Le rapport *Étude sur les blessures, édition 2012 : Pleins feux sur la sécurité routière et dans les transports* a été produit par l'Agence de la santé publique du Canada en collaboration avec SécuriJeunes Canada et la Fondation de recherches sur les blessures de la route. L'ASPC souhaite remercier tous ses collaborateurs pour leur précieux rôle dans ce projet.

Références

1. Le fardeau économique des blessures au Canada [Internet]. Toronto (Ont.) : Sauve qui pense; 2009. PDF (3,1 Mo) téléchargeable à partir du lien : http://www.smartrisk.ca/downloads/burden/Canada2009/EBI Fr Final.pdf

MCBC : Information à l'intention des auteurs

Maladies chroniques et blessures au Canada (MCBC) est une revue scientifique trimestrielle dont les articles de fond sont soumis à un examen par les pairs. La revue s'intéresse particulièrement à la prévention et la lutte contre les maladies non transmissibles et les traumatismes au Canada. Ce champ d'intérêt peut englober les recherches effectuées dans des domaines tels que l'épidémiologie, la santé publique ou communautaire, la biostatistique, les sciences du comportement, et l'économie ou les services de la santé. La revue s'efforce de stimuler la communication au sujet des maladies chroniques et des traumatismes entre les professionnels en santé publique, les épidémiologistes et chercheurs, et les personnes qui participent à la planification de politiques en matière de santé et à l'éducation à la santé. Le choix des articles repose sur les critères suivants : valeur scientifique, pertinence sur le plan de la santé publique, clarté, concision et exactitude technique. Bien que MCBC soit une publication de l'Agence de la santé publique du Canada, nous acceptons des articles d'auteurs des secteurs public et privé. Les auteurs demeurent responsables du contenu de leurs articles, et les opinions exprimées ne sont pas forcément celles du Comité de rédaction de MCBC ni celles de l'Agence de la santé publique du Canada.

Types d'articles

Article de fond (soumis à une évaluation par les pairs) : Le corps du texte ne doit pas comporter plus de 4 000 mots (sans compter le résumé, les tableaux, les figures et la liste de références). Il peut s'agir de travaux de recherche originaux, de rapports de surveillance, de méta analyses ou de documents de méthodologie.

Rapport de situation : Description des programmes, des études ou des systèmes d'information ayant trait à la santé publique canadienne (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Rapport de conférence/d'atelier : Résumés d'événements d'envergure récents ayant des liens avec la santé publique nationale (ne doit pas dépasser 1 200 mots). Sans résumé.

Forum pancanadien : Les auteurs peuvent partager de l'information portant sur les résultats de surveillance, des programmes en cours d'élaboration ou des initiatives liées à la politique en matière de santé publique, tant au niveau national que régional (maximum de 3 000 mots). Sans résumé.

Lettre au rédacteur : L'on envisage la publication d'observations au sujet d'articles récemment parus dans MCBC (maximum 500 mots). Sans résumé.

Recension de livres/logiciels : La rédaction les sollicitent d'habitude (500 à 1 300 mots), mais les propositions sont appréciées. Sans résumé.

Présentation des manuscrits

Les manuscrits doivent être adressés à la gestion de la rédaction, *Maladies chroniques et blessures au Canada*, Agence de santé publique du Canada, 785, avenue Carling, Indice de l'adresse : 6806B, Ottawa (Ontario) K1A 0K9, courriel : cdic mcbc@phac aspc.gc.ca.

Maladies chroniques et blessures au Canada suit en général (à l'exception de la section sur les illustrations) les « **Exigences uniformes pour les manuscrits présentés aux revues biomédicales** », approuvées par le Comité international des rédacteurs de revues médicales. Pour plus de précisions, les auteurs sont priés de consulter ce document avant de soumettre un manuscrit à MCBC (voir < **www.icmje.org** >).

Liste de vérification pour la présentation des manuscrits

Lettre d'accompagnement : Signée par tous les auteurs, elle doit indiquer que tous les auteurs ont pris connaissance de la version finale du document, l'ont approuvée et ont satisfait aux critères applicables à la paternité de l'œuvre figurant dans les Exigences uniformes et elle doit également comporter un énoncé en bonne et due forme faisant état de toute publication (ou soumission pour publication) antérieure ou supplémentaire.

Première page titre : Titre concis avec les noms complets de tous les auteurs avec leur affiliation, le nom de l'auteur chargé de la correspondance, son adresse postale et son adresse de courrier électronique, son numéro de téléphone et son numéro de télécopieur. Le dénombrement des mots du texte et du résumé se font séparément.

Deuxième page titre : Titre seulement et début de la numérotation des pages.

Résumé : Non structuré (un paragraphe, pas de titres), moins de 175 mots (maximum de 100 s'il s'agit d'un article court) suivi de trois à huit mots clés, de préférence choisis parmi les mots clés MeSH (Medical Subject Headings) de l'Index Medicus.

Remerciements : Mentionnez toute aide matérielle ou financière dans les remerciements. Si des remerciements sont faits à une personne pour une contribution scientifique majeure, les auteurs doivent mentionner dans la lettre d'accompagnement qu'ils en ont obtenu la permission écrite.

Références : Les références devraient être conformes au « code de style de Vancouver » (consultez un numéro récent de MCBC à titre d'exemple), numérotées à la suite, dans l'ordre où elles apparaissent pour la première fois dans le texte, les tableaux ou les figures (avec des chiffres en exposants ou entre parenthèses); mentionnez jusqu'à six auteurs (les trois premiers et « et coll. » s'il y en a plus) et enlevez toute fonction automatique de numérotation des références employée dans le traitement de texte. Toute observation/donnée inédite ou communication personnelle citée en référence (à éviter) devrait être intégrée au texte, entre parenthèses. Il incombe aux auteurs d'obtenir l'autorisation requise et de veiller à l'exactitude de leurs références.

Tableaux et figures : Seules les graphiques vectorisés sont acceptables. Mettez les tableaux et les figures sur des pages distinctes et dans un (des) fichier(s) différent(s) de celui du texte (ne les intégrez pas dans le corps du texte). Ils doivent être aussi explicites et succincts que possible et ne pas être trop nombreux. Numérotez les dans l'ordre de leur apparition dans le texte, et mettez les renseignements complémentaires comme notes au bas du tableau, identifiées par des lettres minuscules en exposants, selon l'ordre alphabétique. Présentez les figures sous forme de graphiques, diagrammes ou modèles (pas d'images), précisez le logiciel utilisé et fournissez les titres et les notes de bas de page sur une page séparée.

Nombre de copies : Par courrier — une version complète avec tableaux et figures; une copie de tout matériel connexe, et une copie du manuscrit sur disquette ou disque compact. Par courriel — au cdic mcbc@phac aspc.gc.ca et lettre d'accompagnement par télécopieur ou courrier à l'adresse indiquée à la couverture avant intérieure.